

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE DE SERVICES
DE GARDE DU QUÉBEC SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES
MÈRES MONOPARENTALES ET DES MÈRES ET PÈRES
VIVANT EN COUPLE AVEC DE JEUNES ENFANTS

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

PIERRE-YVES PRATTE

JUIN 2010

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

J'aimerais tout d'abord remercier mes directeurs, Pierre Lefebvre et Philip Merigan, pour le soutien et l'intérêt qu'ils m'ont apporté tout au long de ce travail. Je tiens également à les remercier pour l'aide financière qui m'a été fournie pour me concentrer sur la réussite de ce mémoire.

Ensuite, je voudrais remercier le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) pour m'avoir permis de travailler à leur bureau et m'avoir donné l'accès aux recensements de Statistique Canada pour les fins de cette étude.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	ix
LISTE DES ABRÉVIATIONS	xi
RÉSUMÉ	xii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DES RÉCENTS TRAVAUX	4
1.1 Modèle théorique d'offre de travail de la famille	4
1.2 Frais de services de garde et offre de travail	6
1.3 Frais de services de garde et offre de travail des mères en couple	7
1.4 Frais de services de garde et offre de travail des mères monoparentales	12
1.5 Frais de services de garde et offre de travail des pères en couple	15
CHAPITRE II	
DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	17
2.1 Base de données	17
2.2 Statistiques descriptives	19
2.2.1 Variables d'offre de travail des mères en couple	24
2.2.2 Variables d'offre de travail des mères monoparentales	29
2.2.3 Variables d'offre de travail des pères en couple	37
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE	43
3.1 Différence en différences	43
3.2 Différence en différences en différences	46
CHAPITRE IV	
ANALYSE DES RÉSULTATS DE RÉGRESSIONS	49
4.1 Mères vivant en couple	49
4.1.1 Taux de participation au marché du travail	49

4.1.2	Nombre de semaines travaillées	51
4.1.3	Nombre d'heures travaillées	52
4.1.4	Revenu de travail	53
4.2	Mères monoparentales	54
4.2.1	Taux de participation au marché du travail	54
4.2.2	Nombre de semaines travaillées	55
4.2.3	Nombre d'heures travaillées	56
4.2.4	Revenu de travail	57
4.3	Pères vivant en couple	58
4.4	Interprétation	58
	CONCLUSION	61
	APPENDICE A	
	PRINCIPALES DISPOSITIONS CONCERNANT LES SERVICES DE GARDE ET L'ÉDUCATION PRÉSCOLAIRE AU CANADA	66
	APPENDICE B	
	STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES MÈRES EN COUPLE ET DES MÈRES MONOPARENTALES DONT LE PLUS JEUNE ENFANT EST ÂGÉ ENTRE 0 ET 5 ANS	69
	APPENDICE C	
	STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES D'OFFRE DE TRAVAIL POUR LES MÈRES AYANT AU MOINS UN ENFANT ENTRE 1 ET 5 ANS	78
	APPENDICE D	
	RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES MÈRES EN COUPLE	94
	APPENDICE E	
	RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES MÈRES MONOPARENTALES	110
	APPENDICE F	
	RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES PÈRES EN COUPLE	126
	APPENDICE G	
	EXEMPLES DE RÉSULTATS DE RÉGRESSIONS DE STATA	129
	BIBLIOGRAPHIE	135

LISTE DES FIGURES

1.1	Simulations de subventions des services de garde pour les mères monoparentales ayant un faible revenu et de jeunes enfants	14
2.1	Taux de participation au marché du travail des mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et des mères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	25
2.2	Nombre de semaines travaillées en moyenne pendant l'année précédant le recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	27
2.3	Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence du recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	28
2.4	Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères en couple ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	30
2.5	Taux de participation au marché du travail des mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et des mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	31

2.6	Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédent le recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	33
2.7	Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence du recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	35
2.8	Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	36
2.9	Taux de participation au marché du travail des pères en couple ayant au moins en un enfant âgé entre 1 et 5 ans et des pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	38
2.10	Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédent le recensement pour les pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et pour les pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	39
2.11	Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence du recensement pour les pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et pour les pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	40
2.12	Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et pour les pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC	41

C.1	Taux de participation au marché du travail pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec pour chaque niveau d'éducation	78
C.2	Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédent le recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	79
C.3	Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	80
C.4	Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	81
C.5	Taux de participation au marché du travail des mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	82
C.6	Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédent le recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	83
C.7	Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	84
C.8	Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	85
C.9	Taux de participation au marché du travail pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	86

C.10 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédent le recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	87
C.11 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	88
C.12 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation	89
C.13 Taux de participation au marché du travail des mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	90
C.14 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédent le recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	91
C.15 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	92
C.16 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation	93

LISTE DES TABLEAUX

2.1	Statistiques descriptives des mères et pères ayant un enfant de 1 à 5 ans	19
A.1	Les principales dispositions concernant les services de garde et l'éducation préscolaire au Québec (Tiré de Lefebvre et Merrigan, 2005a)	67
A.2	Les principales dispositions concernant les services de garde et l'éducation préscolaire dans le Reste du Canada (Tiré de Lefebvre et Merrigan, 2005a)	68
B.1	Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de moins d'un an	69
B.2	Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 1 an	70
B.3	Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 2 ans	72
B.4	Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 3 ans	73
B.5	Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 4 ans	74
B.6	Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 5 ans	76
D.1	Résultats des régressions sur le taux de participation des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	94
D.2	Résultats des régressions sur le nombre de semaines travaillées des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	98
D.3	Résultats des régressions sur le nombre d'heures travaillées pendant la semaine de référence des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	102

D.4	Résultats des régressions sur le revenu annuel de travail des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité . . .	106
E.1	Résultats des régressions sur le taux de participation des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	110
E.2	Résultats des régressions sur le nombre de semaines travaillées annuellement des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	114
E.3	Résultats des régressions sur le nombre d'heures travaillées pendant la semaine de référence des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	118
E.4	Résultats des régressions sur le revenu annuel de travail des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité	122
F.1	Résultats des régressions pour les pères québécois en couple selon l'âge du plus jeune enfant	126
G.1	Résultats des régressions de la DD pour le taux de participation, le nombre de semaines travaillées, le nombre d'heures travaillées et le revenu de travail des mères en couple dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an	129
G.2	Résultats des régressions de la DDD pour le taux de participation, le nombre de semaines travaillées, le nombre d'heures travaillées et le revenu de travail des mères en couple dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an	132

LISTE DES ABRÉVIATIONS

CPS	March Current Population Survey
DD	Différence-en-différence
DDD	Différence-en-différence-en-différence
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
ELNEJ	Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes
EOPP	Employment Opportunity Pilot Projects
HINK	Swedish Household Income Survey
NSAF	National Survey of America's Families
QC	Québec
RDC	Reste du Canada
SIPP	Survey of Income and Program Participation

RÉSUMÉ

Le gouvernement québécois a instauré en 1997 un régime de services de garde à 5\$ par jour et a transformé les places à temps partiel en places à temps plein. L'objectif de cette politique était d'améliorer la situation financière des familles ayant de jeunes enfants. Ce mémoire évalue l'impact de cette politique sur l'offre de travail des mères et pères en couple et des mères monoparentales.

À l'aide de la méthode de différence en différence, appliquée sur les recensements de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006, on compare les changements dans l'offre de travail (taux de participation, nombre de semaines travaillées, nombre d'heures travaillées et revenu de travail) des mères et pères du Québec avec ceux et celles du reste du Canada.

Les résultats montrent qu'il y a eu un impact positif sur les mères en couple. On observe seulement une hausse du taux de participation pour les mères monoparentales et les pères n'ont pas modifié de façon significative leur offre de travail. On effectue également une différence en différences en différences avec un autre groupe de comparaison, soit les mères et pères ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement. Cette dernière comparaison jette un doute sur les conclusions pour les mères en couple et confirme les autres résultats.

Mots clés : services de garde, mères en couple, mères monoparentales.

INTRODUCTION

Durant la Deuxième Guerre Mondiale, les femmes ont été appelées à participer à l'effort de guerre national. Suite à la guerre, certaines femmes ont décidé de rester sur le marché du travail et au cours des années suivantes, elles ont été nombreuses à le rejoindre. Cette hausse du taux de participation des femmes au marché du travail a été accompagnée par diverses inégalités entre les hommes et les femmes. Une des raisons principales justifiant cette inégalité est du au fait que les femmes ont des enfants. En effet, la maternité a des conséquences majeures sur le capital humain. Par exemple, elles doivent arrêter de travailler durant les premiers mois suite à la naissance de leur enfant. Cette interruption de travail peut avoir des répercussions négatives sur leur progression dans leur carrière. De plus, certaines mères hésiteront à retourner sur le marché du travail pensant qu'elles auront beaucoup plus de difficultés à se trouver un emploi. La théorie économique du marché du travail lie directement le capital humain avec le salaire. On peut mentionner entre autre le lien direct entre les années d'expérience et le revenu. Il semble donc y avoir des impacts négatifs pour les femmes sur leur cheminement de carrière lorsqu'elles ont des enfants de même que sur la situation financière de leur famille.

Dans l'optique de vouloir éliminer, ou à tout le moins, atténuer ces impacts, le gouvernement du Québec a mis en place une politique pour aider ces mères. En effet, en septembre 1997, le gouvernement a implanté un régime de subvention aux garderies au coût de 5\$ par jour (voir tableau A.1, A.2). De plus, il a transformé les places à temps partiel en places à temps plein. La politique a débuté avec un nombre limité de places et ce, seulement pour les enfants de 4 ans, pour s'étendre par la suite aux enfants de 0 à 4 ans (5 ans seulement si leur date de naissance ne les rend pas admissible à la maternelle) et atteindre 200 000 places en 2006. Cette politique avait pour but de faciliter la conciliation travail/famille pour les mères ainsi qu'améliorer la situation financière des

familles. Certaines études ont démontré que la politique a eu l'effet escompté (Lefebvre et Merrigan, 2005a, 2005b, 2007a et 2007b, 2008, 2009 ; Baker et al., 2005) pour les mères ayant de jeunes enfants en augmentant l'offre de travail. Ces études ont utilisé des enquêtes telles l'EDTR ou l'ELNEJ. Cependant, elles n'ont pas été en mesure de vérifier l'impact pour les mères monoparentales et pour les pères en couple. Ce mémoire mettra en lumière l'incidence de la politique sur l'offre de travail pour les mères monoparentales et pour les pères et les mères en couple ayant de jeunes enfants. De plus, ce mémoire permettra de vérifier si un des objectifs principaux (améliorer la situation financière des familles québécoises avec de jeunes enfants) a été atteint suite à la mise en place de la politique.

Pour être en mesure d'évaluer l'incidence de la politique, on se servira de la méthode des différence en différences qui a fait ses preuves en économie du travail. Cette expérience dite « naturelle » permettra de comparer les mères et pères en couple et les mères monoparentales ayant un enfant de 0 à 5 ans du Québec (le groupe de traitement) avec ceux et celles du reste du Canada (le groupe de contrôle). De plus, les mères et pères québécois et du reste du Canada ayant des enfants âgés entre 13 à 17 ans seulement seront utilisés comme troisième groupe de comparaison pour faire une différence en différences en différences qui isolera l'effet de la politique sachant que ces mères et pères n'ont jamais pu bénéficier du programme de services de garde.

Ces méthodes seront utilisées avec les données des recensements de Statistique Canada de 1991, 1996, 2001 et 2006, ce qui permettra d'avoir accès à un très grand nombre d'observations. De plus, les recensements permettront (1) d'évaluer les conséquences sur les mères monoparentales, (2) d'évaluer l'impact de la politique selon différents niveaux de scolarité des mères et (3) d'évaluer l'impact sur les parents étant donné un continuum d'âge de leurs enfants (contrairement aux études antérieures qui utilisaient seulement des groupes d'âge, compte tenu du nombre plus limité d'observations des autres enquêtes). Pour évaluer l'offre de travail des mères et pères, les variables dépendantes étudiées seront le taux de participation au marché du travail, le nombre de semaines travaillées annuellement, le nombre d'heures travaillées pendant la semaine

de référence et finalement le revenu annuel de travail.

Les principaux résultats de ce mémoire nous montrent qu'il y a eu un effet positif sur l'offre de travail des mères en couple selon la DD mais que les résultats de la DDD jettent un doute sur ces conclusions. Pour les mères monoparentales, le programme n'a fait qu'augmenter le taux de participation selon la DD et pour les pères en couple, il n'y a eu aucun changement notable sur leur offre de travail.

Une revue des récents travaux composera le premier chapitre de ce mémoire. Suivra au deuxième chapitre la présentation de la base des données avec quelques statistiques descriptives, pour ensuite enchaîner sur le troisième chapitre qui expliquera la méthodologie. Au quatrième chapitre se trouvera les résultats ainsi qu'une discussion de ceux-ci.

CHAPITRE I

REVUE DES RÉCENTS TRAVAUX

Pour la première partie de la revue des études économiques, deux modèles théoriques expliquant l'offre de travail des familles seront abordés pour ensuite discuter des études liant le coût des frais de services de garde avec l'offre de travail des mères. Il semble y avoir une relation directe entre les deux. Par la suite, on parlera des études portant sur l'offre de travail des mères en couple et ensuite de celles des mères monoparentales. Finalement, on expliquera les raisons motivant l'étude de l'impact des frais de services de garde sur l'offre de travail des pères en couple.

1.1 Modèle théorique d'offre de travail de la famille

La théorie du consommateur nous indique que chaque individu a des préférences personnelles pour la consommation et le loisir. L'individu doit donc choisir la quantité de temps consacrée au travail lui permettant de consommer les biens et services qu'il désire et le temps qu'il accorde à ses loisirs. Cependant, lorsqu'on étudie la question pour un ménage, l'individu ne réfléchit plus nécessairement en terme individuel, mais il va prendre en considération les choix des autres membres du ménage. Avec cette idée, il s'est développé deux modèles pouvant expliquer les décisions faites à l'intérieur d'un ménage pour l'allocation du temps au travail et au loisir.

Tiré du manuel *Labor Economics* (p.16 – 19) de Pierre Cahuc et André Zylberberg, deux modèles d'offre de travail pour la famille sont présentés. Tout d'abord, un premier

modèle, dit modèle unitaire, est développé avec l'idée que le ménage se comporte comme s'il était un seul individu. Par exemple, si on prend un ménage avec deux individus, on pose la fonction d'utilité comme étant $U(C, L_1, L_2)$ où C représente la consommation totale du ménage et L_i où $(i = 1, 2)$ représente le temps alloué au loisir pour chaque individu i . L'utilité de la consommation ne fait donc pas de différence entre la manière qu'elle est partagée entre les deux individus. Pour chaque individu i du ménage, chacun a un taux de salaire w_i et un revenu de transfert R_i . Les choix optimaux sont donc déterminés par la maximisation d'utilité sous la contrainte de budget :

$$\max_{\{C, L_1, L_2\}} U(C, L_1, L_2) \text{ s.c. } C + w_1 L_1 + w_2 L_2 \leq R_1 + R_2 + (w_1 + w_2) L_D$$

où L_D représente le temps total accordé au loisir et au travail. Cette formulation nous indique que la distribution des revenus de transfert n'a pas d'importance, mais c'est seulement la somme qui est importante. Certains auteurs (Fortin et Lacroix, 1997) ont tenté de valider ce modèle et ont obtenu que cette formulation du problème du consommateur n'était valable que pour les couples ayant des enfants d'âge préscolaire. Il s'est donc développé un modèle qui était plus rigoureux au niveau des décisions intrafamiliales.

« The most highly elaborated form of the collective model is due to Chiappori (1988, 1992) »¹. Le modèle collectif remet en cause l'idée que le ménage est le seul lieu de décisions. Il y a donc un choix individuel ainsi qu'un choix pour le ménage lui-même. En fait, le modèle unitaire ne respecte pas les principes de base de la « méthodologie individualiste »². Le modèle collectif prend donc en considération que le niveau de consommation est déterminé individuellement. Les choix optimaux pour les ménages sont déterminés par la maximisation de la fonction d'utilité individuelle suivante :

$$\max_{\{C_1, C_2, L_1, L_2\}} U_1(C_1, L_1)$$

1. Labor Economics, Pierre Cahuc et André Zylberberg

2. Traduction libre de *individual methodology*

sous les contraintes suivantes :

$$U_2(C_2, L_2) \geq \bar{U}_2$$

$$C_1 + C_2 + w_1 L_1 + w_2 L_2 \leq R_1 + R_2 + (w_1 + w_2) L_D$$

où \bar{U}_2 représente un niveau d'utilité donné qui dépend de w_i et R_i . Ce modèle met donc en relation les préférences de chacun des individus dans le ménage. Finalement, le modèle prend la forme générale en prenant en considération que l'allocation efficace est déterminée par les choix individuels où le revenu de transfert de chaque individu dépend du revenu total du ménage :

$$\max_{\{C_i, L_i\}} U_i(C_i, L_i) \quad \text{s.c.} \quad C_i + w_i L_i \leq w_i L_D + \Phi_i \quad \text{où } i = 1, 2, \dots, n$$

où Φ_i est une règle de partage qui dépend de w_i et R_i pour que $\Phi_1 + \Phi_2 = R_1 + R_2$. Avec cette formulation, chaque individu reçoit une fraction des revenus de transfert. De plus, cela confirme l'idée que l'individu doit déterminer son niveau de consommation et de loisir sujet à la contrainte de budget où le revenu de transfert est calculé pour le ménage.

Avec ces deux modèles, on remarque par exemple qu'à la suite d'une baisse de revenu d'un des deux partenaires du ménage, l'offre de travail peut augmenter pour l'autre agent du ménage dans le but de compenser la baisse de revenu et ainsi garder le même niveau d'utilité.

1.2 Frais de services de garde et offre de travail

Un des premiers chercheurs à s'être penché sur la question de l'impact des frais de services de garde sur l'offre de travail des mères est James Heckman. Celui-ci obtient comme résultat qu'il y a une relation négative entre les frais de services de garde et la participation des mères au marché du travail (Heckman, 1974). Cela concorde avec l'intuition économique dans la mesure où le coût relatif de travailler pour une mère augmente avec le coût du service de garde. Autrement dit, plus les frais sont élevés moins il est avantageux de travailler à revenu constant. De plus, il souligne que la

majorité des mères ayant de jeunes enfants utilise des méthodes informelles pour la garde de leurs enfants, soit par un membre de la famille ou une personne proche de la famille. Il a donc mis en lumière un sujet sur lequel plusieurs économistes se sont penchés.

L'étude de Blau et Robins (1988) abonde dans le même sens que l'étude de Heckman (1974). Blau et Robins (1988) estiment, avec un modèle d'offre de travail de la famille incorporant un choix entre le marché des services de garde formel ou un service de garde informel, qu'il y a bien une relation directe entre le prix du service de garde et l'offre de travail des mères. Il y a aussi ce lien pour les autres membres de la famille et l'utilisation des services de garde formel est en lien direct avec le prix de celui-ci. En utilisant les données de l'EOPP conduit par le « Department of Labor » des Etats-Unis, ils obtiennent que peu importe l'utilisation d'un service de garde formel ou informel et que la mère travaille ou pas, l'impact du coût du service de garde est toujours négatif. Ils observent également que plus le salaire de la mère sera élevé, plus la probabilité de l'utilisation de service de garde formel sera élevée. Finalement, ils obtiennent comme résultat que le revenu du père a un impact négatif sur la probabilité que la mère travaille. Voilà une raison justifiant l'étude du comportement du père en lien avec les services de garde.

1.3 Frais de services de garde et offre de travail des mères en couple

L'effet du coût des services de garde sur le choix de participer au marché du travail semble être semblable mais pas de la même importance pour les mères en couple et pour les mères monoparentales. En effet, les mères en couple ne sont pas le seul support financier de la famille. Elles peuvent se consacrer aux soins de leurs enfants tout en bénéficiant du revenu du père. Cependant, elles font face aux mêmes impacts que les mères monoparentales lorsqu'elles décident d'arrêter de travailler. Une interruption de carrière peut affecter considérablement le salaire de la mère car selon la théorie de capital humain, l'expérience de travail joue un grand rôle dans la détermination du salaire. C'est donc pour cette raison que certaines mères peuvent hésiter à intégrer

ou réintégrer le marché du travail suite à la naissance d'un ou plusieurs enfants. De nombreuses études (Kimmel, 1992, Powell, 1997, Han et Waldfogel, 2001) ont utilisé un modèle économétrique et ont effectué des simulations dans le but de déterminer les élasticités ou déterminer l'impact d'une réduction du prix de services de garde sur la participation au marché du travail.

Kimmel (1992), Blau et Robin (1988) et Han et Waldfogel (2001) ont étudié la question pour le cas des Etats-Unis. Han et Waldfogel (2001) ont utilisé les données de 1991 à 1994 du March Current Population Surveys (CPSs) en limitant l'étude aux mères ayant des enfants de moins de six ans. Les deux auteures obtiennent une élasticité du coût des services de garde par rapport à la participation au marché du travail de l'ordre de $-0,30$ à $-0,40$ pour les femmes mariées. Avec des simulations de leur modèle, une réduction du prix du service de garde de 25% augmente la participation du marché du travail des femmes mariées de trois points de pourcentage. Blau et Robins (1988) obtiennent pour leur part une élasticité prix moyenne de $-0,38$ pour ce qui est de la participation au marché du travail en lien avec le prix du service de garde. Le modèle prédit par exemple que dans le cas d'une subvention complète des frais de garde, le taux de participation au marché du travail est de 87% comparativement à 19% si le coût est de 40\$ par semaine. De plus, ils obtiennent que l'élasticité prix moyenne pour l'utilisation de services de garde formel est de $-0,34$. Utilisant les données du SIPP de 1987 et limitant l'étude aux mères âgées entre 18 et 55 ans avec un enfant de moins de 13 ans, Kimmel (1992) obtient des résultats concordant avec ceux des autres études. L'élasticité prix du service de garde en lien avec la participation au marché du travail est de $-0,31$, ce qui est très proche du résultat de Blau et Robins (1988).

Cleveland, Gunderson et Hyatt (1996), Powell (1998), Lefebvre et Merrigan (2005a, 2005b, 2007a, 2007b) et Baker et al. (2005) ont étudié la question pour le Canada. Cleveland, Gunderson et Hyatt (1996) utilise une base de données provenant du Canadian National Child Care Survey de 1988 et se limitent aux mères ayant des enfants d'âge préscolaire face à la décision de travailler ou non et d'utiliser les services de garde formel ou informel. Comme pour Blau et Robins (1988), le résultat le plus important est

que le prix anticipé des services de garde exerce un impact négatif sur la décision d'entrer sur le marché du travail et exerce aussi un impact négatif sur la décision d'utiliser un service de garde formel. Plus précisément, l'élasticité liant la participation au marché du travail et le prix du service de garde est de $-0,388$ ce qui indique qu'une baisse de 10% du prix augmente de 3,9% la probabilité de participer au marché du travail. L'élasticité liant le prix et l'utilisation du service de garde est de $-1,056$. Powell (1998) utilise la même approche que Cleveland, Gunderson et Hyatt (1996) avec un modèle de décisions simultanées ainsi que la même base de données. Elle arrive avec le même résultat pour l'élasticité du taux d'emploi de $-0,38$. Malgré ce lien intéressant entre la participation au marché du travail et le coût des services de garde, il serait intéressant de vérifier la rentabilité des politiques gouvernementales mises en place dans certains pays pour améliorer l'offre de travail des mères.

Au Québec, le gouvernement a mis en place en 1997 une politique de services de garde à faible coût pour stimuler l'offre de travail des mères. Lefebvre et Merrigan (2005, 2007, 2008, 2009) et Baker et al. (2005) ont étudié cette situation particulière en utilisant la méthode de différence-en-différence. Le Québec se trouve à être le groupe traitement et le Canada à être le groupe contrôle. Ils regardent le changement de comportement des mères en couples avec de jeunes enfants (0 à 5 ans et 1 à 5 ans) avant et après la mise en place de la politique tout en supposant l'hypothèse qu'il n'y a eu aucun autre facteur pouvant affecter l'offre de travail durant la période étudiée. Ils considèrent cette politique comme une expérience naturelle et qu'elle constitue un changement exogène car elle n'est liée à aucune caractéristique personnelle des mères. En réduisant considérablement le coût des services de garde, les résultats de ces études devraient nous indiquer une augmentation de l'offre de travail des mères sachant que travailler devient beaucoup plus avantageux pour elles, en réduisant leur salaire de réserve et leur salaire net des frais de garde. Lefebvre et Merrigan (2005) utilisent les données de l'EDTR pour la période de 1993 à 2002. Pour évaluer l'offre de travail, ils considèrent cinq variables : la participation au marché du travail, le nombre d'heures annuelles travaillées, le nombre de semaines annuelles travaillées ainsi que le revenu de travail annuel et le taux de travail

à temps plein. Les effets de la politique se font sentir beaucoup plus chez les femmes ayant des enfants de 1 à 5 ans. Cela s'explique par le fait que les mères ont tendance à ne pas travailler l'année de la naissance de l'enfant. Pour toutes les mères, le taux de participation est de 7,47 à 9,17 points de pourcentage plus élevé pour la période de 1999 à 2002 et plus particulièrement de 11 à 13 points de pourcentage plus élevé pour l'année 2001 et 2002. Cela s'explique par le fait que le nombre de places disponibles augmentait avec les années et le gouvernement abaissait progressivement l'âge d'accessibilité aux services de garde à tarif réduit. Baker et al. (2005) obtiennent des résultats similaires avec la base de données de l'ELNEJ de 1993 à 2003 où le taux de participation est de 7,7 points de pourcentage plus élevé que si la politique n'avait pas été mise en place. Pour le nombre de semaines travaillées annuelles, c'est une augmentation de 4,28 semaines pour Lefebvre et Merrigan (2005a et 2005b) et de 3,53 semaines pour Baker et al. (2005). Lefebvre et Merrigan (2005a et 2005b) obtiennent aussi comme résultat que les effets se font moins sentir chez les mères ayant un diplôme secondaire ou moins car la différence dans les frais de services de garde et le salaire est la moins grande. Chez les mères occupant déjà un emploi ou travaillant à salaire élevé, l'effet de la baisse du coût est beaucoup plus grande et il est donc plus avantageux pour elles d'augmenter leur offre de travail.

Lefebvre et Merrigan (2007a et 2007b) ont cherché à savoir si les effets se poursuivaient à travers le temps, s'il y avait un effet dynamique. Ils ont regardé les mères ayant des enfants âgés de 6 à 11 ans entre 1996 et 2004, mais aucun enfant de 6 ans et moins. Les résultats démontrent que le taux de participation a été de 7,4% plus élevé au Québec que dans le reste du Canada. Lorsqu'ils contrôlent pour chaque année de 2002 à 2004, les effets restent les mêmes. Cependant, le salaire des femmes ne semble pas avoir augmenté au cours de cette période malgré une hausse de leur expérience de travail évaluée à une année de supplémentaire. Cela va à l'encontre de la théorie stipulant qu'un travailleur avec plus d'expérience est plus productif et par conséquent, gagne un meilleur salaire.

D'autres pays ont expérimenté des politiques gouvernementales ayant pour but d'améliorer la situation financière des familles. Schone (2003) a étudié un programme de subventions

aux mères qui gardent leurs enfants à la maison. Ce programme instauré en Norvège en janvier 1999 prévoyait verser un montant mensuellement aux mères qui avaient des enfants de 1 et 2 ans et qui n'utilisaient pas les services de garde municipaux subventionnés (le gouvernement verse à ces familles le même montant qu'il donne aux services de garde). Schone (2003) a utilisé la même approche de DDD que Lefebvre et Merrigan (2005, 2007) pour évaluer l'impact de cette politique. Ce programme a eu comme effet de diminuer le taux de participation des mères de 4,8 points de pourcentage et de diminuer de 46 heures leurs heures de travail annuelles. Le coût relatif de travailler est plus élevé avec l'application de ce programme, ce qui explique la baisse de l'offre de travail.

La Suède a expérimenté un autre type de politique gouvernementale au niveau des services de garde en obligeant les municipalités à offrir des places en garderie à faible coût. Chaque municipalité déterminait le nombre de places ainsi que le coût. Gustafsson et Stafford (1992) ont étudié les impacts de cette politique sur l'offre de travail des mères. Comme pour les autres études de ce genre, ils obtiennent une relation négative entre la participation au marché du travail et le prix des services de garde. Ils trouvent une élasticité de $-0,063$, beaucoup plus faible que celles obtenues pour le cas des États-Unis ou du Canada. Cependant, contrairement à l'étude de Blau et Robins (1988), le salaire du conjoint n'affecte pas négativement l'offre de travail des mères et ce, même s'il est élevé.

Finalement, les études (Blau et Robins, 1988, Cleveland, Gunderson et Hyatt, 1996) arrivent sensiblement au même effet pour ce qui est de l'âge de la mère, du nombre d'enfants en bas âge et de la scolarité. L'âge a pour effet d'augmenter le salaire des mères tout simplement car elles ont plus d'expérience. Le nombre d'enfants en bas âge diminue la probabilité de travailler car le coût de les garder augmente, donc il est de moins en moins avantageux de travailler. L'éducation augmente la probabilité de participer au marché du travail et d'augmenter le revenu d'emploi. Plusieurs études (Blau et Robins, 1988, Cleveland, Gunderson et Hyatt, 1996) ont évalué l'élasticité de l'utilisation de services de garde formels liée au salaire de la mère. Les résultats abondent tous dans le même sens avec une relation inverse entre ces deux variables. Pour Blau et Robins

(1988), leur élasticité est de $-0,34$. Pour Cleveland, Gunderson et Hyatt, l'élasticité obtenue est de $0,18$ et indique qu'une augmentation de 10% du salaire augmente de 2% la probabilité d'utiliser un service de garde formel. De plus, une hausse du salaire augmente la probabilité de participer au marché du travail car le coût du service de garde diminue avec la hausse du salaire en gardant constant les frais de services de garde. Par exemple, une hausse de 10% du salaire augmente de $8,1\%$ la probabilité de participer au marché du travail (Cleveland, Gunderson et Hyatt, 1996).

1.4 Frais de services de garde et offre de travail des mères monoparentales

Contrairement aux mères en couple, les mères monoparentales font face à de plus grandes difficultés dans l'organisation de leur temps. Elles sont le seul support financier pour la famille et, par le fait même, le coût relatif de travailler par rapport au coût des services de garde est beaucoup plus élevé. Les résultats des études tentant d'évaluer le coût des services de garde sur l'offre de travail des mères monoparentales devraient donc nous indiquer une plus grande sensibilité aux tarifs que pour les mères en couple.

La majorité des études ont été réalisées avec des données américaines car les réformes sociales pour la famille liées au revenu ont eu lieu dans ce pays. Tout d'abord, si on considère le lien entre le coût des services de garde et le taux de participation, les résultats confirment la plus grande sensibilité aux coûts des mères monoparentales en comparaison avec les mères mariées avec une élasticité de $-0,521$ comparativement à $-0,309$ (Kimmel, 1992) et de $-0,50$ à $-0,73$ comparativement à $-0,30$ à $-0,40$ (Han et Waldfogel, 2001). En terme d'effet marginal du coût des services de garde, on remarque un effet de 18% pour les mères monoparentales comparativement à 11% pour les mères mariées (Han et Waldfogel, 2001). Une diminution des coûts de 25% a pour effet d'augmenter de 5 à 6 points de pourcentage le taux de participation au marché du travail des mères monoparentales comparativement à 3 points de pourcentage pour les mères mariées (Han et Waldfogel, 2001). Les politiques gouvernementales telles les subventions devraient donc être de bons moyens pour améliorer l'offre de travail des

mères monoparentales sachant que leur comportement en sera beaucoup plus affecté.

De nombreuses réformes ont eu lieu à la fin des années 1980 et au début des années 1990. Bainbridge, Meyers et Waldfogel (2003) ont comparé le changement de comportement des mères monoparentales ayant des enfants de 13 ans et moins pour la période de 1991 à 1996 à l'aide des données du CPS de 1992 à 1997. Plus précisément, en utilisant la méthode de DDD, ils comparent le comportement des mères ayant accès à la subvention (ayant des enfants de 13 ans et moins) à celui des mères qui n'ont pu y avoir accès (sans enfant ou seulement des enfants de plus de 13 ans). L'étude porte sur plusieurs états à la fois et ils contrôlent donc pour les autres politiques fédérales de chaque état pouvant altérer les résultats. Ils obtiennent que la différence entre le taux de participation des femmes entre celles ayant des enfants et celles qui n'en ont pas a diminué de 11%. Plus précisément, le taux de participation des mères ayant des enfants de 13 et moins est passé de 66% à 75% tandis que, pour les autres mères, il est resté relativement stable. De plus, ils obtiennent qu'une augmentation de 1000\$ de subvention pour tout type de services de garde augmente de 4 points de pourcentage le taux de participation au marché de l'emploi. Cet effet semble assez faible. Cependant, lorsqu'ils désagrègent les données, et considèrent un programme de subventions pour les travailleurs à faible revenu, une augmentation de 1000\$ de dépenses par individu augmente le taux de participation de 26 points de pourcentage. Finalement, ils concluent que les subventions aux frais des services de garde sont plus efficaces que les politiques fiscales.

Blau et Tekin (2005) et Crawford (2006) ont étudié l'impact des subventions sur la participation des mères monoparentales au marché du travail à l'aide des données du NSAF. Cependant, ils se sont intéressés à des années différentes, soit 1997 et 2002 respectivement. L'impact de la subvention est beaucoup plus grand pour les mères travaillant environ 15 heures par semaine avec 5% plus de chance de travailler (Blau et Tekin, 2005). Crawford (2006) obtient plutôt une probabilité de 75% de travailler pour celles qui reçoivent la subvention comparativement à 54% pour celles qui n'en bénéficient pas. L'impact est moins grand pour les femmes qui travaillent à temps plein (leur probabilité de travailler augmente de 38% à 53%) lorsqu'on compare celles qui

reçoivent la subvention à celles qui ne les reçoivent pas (Crawford, 2006). On peut expliquer cette différence entre les mères monoparentales travaillant à temps plein et celles travaillant à temps partiel par le fait que la probabilité de travailler à temps partiel passe de 61% à 76% pour les mères monoparentales comparativement aux femmes mariées dont la probabilité passe de 44% à 62% pour celles travaillant à temps plein (Crawford, 2006).

Kimmel (1995) regarde la participation au marché du travail lorsque des subventions sont versées aux mères monoparentales ayant un revenu faible en portant une attention particulière à l'ethnicité.

Figure 1.1 Simulations de subventions des services de garde pour les mères monoparentales ayant un faible revenu et de jeunes enfants

TABLE 1—SIMULATIONS OF CARE SUBSIDIES				
Sample	Employment probabilities			
	Full care price	50-percent subsidy	100-percent subsidy	Mixed subsidy
Single mothers	0.280	0.326	0.375	0.356
White single mothers	0.303	0.506	0.704	0.622
Black single mothers	0.247	0.285	0.326	0.313

Source : Kimmel, 1995. « The Effectiveness of Child-Care Subsidies in Encouraging the Welfare-to-Work Transition of Low-Income Single Mothers ». The American Economic Review, *vol.* 85, no 2, Papers and Proceedings of the Hundredth and Secenth Annual Meeting of the American Economic Association Washington DC, Jan 6-8, Mai 1995, p. 271 – 275

On remarque que les mères monoparentales blanches sont beaucoup plus sensibles aux subventions et en fait elles sont plus susceptibles de travailler même s'il n'y a pas de subvention. Pour ce qui est des élasticités liées à la probabilité de participer au marché du travail, elles se situent à $-0,346$ pour l'ensemble des mères, de $-1,362$ pour les mères blanches et de $-0,345$ pour les mères noires (Kimmel, 1995). Cependant, les élasticités pour les mères noires ne sont pas statistiquement significatives.

Berger et Black (1992) ont étudié l'impact de l'implantation d'une subvention à Louisville au Kentucky versée aux familles ayant un revenu de moins de 80% du revenu médian de l'état. De plus, pour être éligible à la subvention, les parents devraient travailler un minimum de 20 heures par semaine. Ils utilisent une expérience quasi-naturelle dans la mesure où ils comparent le comportement des mères monoparentales ayant accès à la subvention à celles qui sont sur la liste d'attente. Le taux de participation passe de 85,5% pour les mères ne recevant pas de subvention à 97,5% pour celles qui en reçoivent. L'effet de la politique est donc d'augmenter de 11,7% à 12% le taux de participation.

Thomas Andrén (2002) a étudié le cas de la Suède, comme Gustafsson et Stafford (1992) mais pour les mères monoparentales. Son étude porte sur les mères monoparentales de 17 ans et plus et ayant un enfant âgé entre 1 à 12 ans, réalisée à l'aide de la base de données HINK. La relation entre la participation au marché du travail et le coût des services de garde est négative avec l'implication, par exemple qu'une augmentation de 1% des frais diminue de 0,16% la probabilité de participation au marché du travail. Cependant, une augmentation de 1 pourcent du salaire augmente de 0,77% la probabilité de travailler. Il remarque finalement que ce sont les mères qui travaillaient déjà qui changent le plus leur comportement surtout en considérant la baisse du nombre de mères travaillant à temps partiel et l'augmentation de celles à temps plein. Par contre, l'étude de Lundin, Mörk et Öckert (2007) portant sur les effets d'une variation exogène du prix des services de garde provenant d'une réforme des services en Suède démontre qu'il n'y a aucun impact significatif sur l'offre de travail lorsque les tarifs des services de garde sont peu élevés, puisqu'ils sont déjà fortement subventionnés.

1.5 Frais de services de garde et offre de travail des pères en couple

Il n'y a pas d'études portants sur l'impact des frais de services de garde sur l'offre de travail des pères. Sachant qu'ils sont nombreux à travailler à temps plein, il est peu probable qu'il y ait un impact. Quoique l'étude de Fortin et Lacroix (1997) nous indique que le modèle d'offre de travail soit le modèle unitaire pour une famille avec de jeunes enfants, il est possible qu'à la suite d'une forte baisse du prix des services de garde

et de la transformation de places à temps partiel pour des places à temps plein, les ménages puissent être amenés à réorganiser leur temps accordé au travail et au loisir. Par exemple, si la mère devait participer davantage à l'offre de travail du ménage, il est possible que le père diminue son offre sans que le niveau d'utilité du ménage n'en soit affecté.

CHAPITRE II

DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Dans ce deuxième chapitre, la base de données sur laquelle repose l'étude sera introduite, ce qui permet de présenter certaines statistiques descriptives de la population étudiée.

2.1 Base de données

L'analyse des effets de la politique gouvernementale en matière de frais de garde sur l'offre de travail repose sur les fichiers dits analytiques (1 répondant sur 5 au questionnaire long) des recensements de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006. Les recensements canadiens sont réalisés sur une base quinquennale et tous les ménages à l'échelle du Canada sont sondés. Les informations recueillies sont très précises autant pour les données démographiques (âge, sexe, éducation, structure de la famille, statut d'immigration) que pour les données économiques (revenus, semaines travaillées, etc.). Et, étant donné le caractère « obligatoire » d'un recensement, il n'y a pas de données manquantes (mais quelques observations aberrantes qui ne portent pas à conséquence compte tenu des centaines de milliers de répondants).

Étant donné que l'étude porte sur les familles ayant des jeunes d'âge préscolaire, seules les mères monoparentales et les couples ayant au moins un enfant âgé entre 0 et 5 ans seront étudiés. Par contre, pour les fins de l'étude, toutes les mères ayant au moins un enfant âgé de 0 à 17 ans feront partie de la base de données. De plus, pour le groupe de comparaison des mères et pères ayant des enfants entre 13 et 17 ans, ces mères et pères

n'ont aucun enfant de 12 ans et moins. Afin d'éliminer les valeurs aberrantes, le nombre d'enfants par famille est limité à 7 enfants ou moins. Les familles autochtones ainsi que les personnes vivant sur les trois territoires canadiens seront éliminées pour avoir une étude plus rigoureuse. Une mère sera considérée comme vivant en couple si elle est mariée ou en union libre de même que pour les pères. Contrairement à certaines études antérieures (Lefebvre et Merrigan, 2005, 2008 ; Baker et al., 2005) qui s'appuyaient sur des données d'enquêtes tirées des fichiers de l'EDTR ou de l'ELNEJ avec un nombre plus limité d'observations, le grand nombre d'observations des recensements permettra :

- 1) de définir un continuum d'âges pour les enfants au lieu d'utiliser des groupes d'âges ;
- 2) d'examiner séparément les mères monoparentales ; 3) de définir plusieurs niveaux d'éducation des mères.

Pour évaluer l'incidence de la politique de subventions des frais de garde sur l'offre de travail, cette dernière sera évaluée à l'aide des variables suivantes : le taux de participation au marché du travail, le nombre de semaines annuelles travaillées pendant l'année précédant le recensement, le nombre d'heures travaillées durant la semaine de référence et le revenu annuel de travail. Dans ce dernier cas, l'indice des prix à la consommation annuel calculé par Statistique Canada, où 2002 est l'année de base, sera utilisé afin de comparer les revenus d'une année à l'autre. De plus, le revenu de travail est défini comme étant la combinaison de la variable salaire avec la variable revenu net autonome. Les valeurs nulles seront conservées pour le nombre de semaines travaillées, pour le nombre d'heures travaillées et pour le revenu dans le but de capter l'évolution de ces variables dans le temps. Une personne est considérée active si elle a travaillé au moins une heure dans une semaine durant l'année précédant le recensement. Autrement dit, la personne a travaillé au moins une semaine à temps plein ou à temps partiel.

Par contre, le recensement comprend un nombre plus limité d'informations pouvant servir de variables de contrôle. Les variables suivantes peuvent affecter l'offre de travail : l'âge, la fratrie, le statut d'immigration, le niveau d'éducation, être handicapé. L'âge des mères se situe entre 18 et 56 ans. Au niveau de la citoyenneté, seuls les répondants ayant mentionné leur citoyenneté comme étant non-immigrant et immigrant

sont conservés, les résidants non permanents étant exclus. La variable d'éducation est divisée en six catégories : pas de diplôme secondaire, diplôme secondaire seulement, diplôme d'une école de métiers, diplôme collégial, de premier cycle (baccalauréat) et de cycles supérieurs. Une personne est considérée comme handicapée si elle a répondu qu'elle éprouve des difficultés dans ses activités quotidiennes étant donné son état mental ou physique ou qu'elle a un problème de santé qui limite ses activités.

Pour assurer la représentativité des résultats, l'indice de pondération suggéré par Statistique Canada est utilisé.

2.2 Statistiques descriptives

Avant d'évaluer l'impact de la politique gouvernementale, il est important de dresser le portrait statistique de l'échantillon étudié. Tout d'abord, certaines caractéristiques des mères en couple, pères en couple et des mères monoparentales seront présentées. Par la suite, l'évolution des quatre variables dépendantes qui reflètent l'offre de travail sera analysée. Le tableau 2.1 présente les statistiques descriptives des variables socioéconomiques pour les mères en couple, les mères monoparentales et les pères en couple.

Tableau 2.1 Statistiques descriptives des mères et pères ayant un enfant de 1 à 5 ans

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nombre d'observations	Québec	251 305	265 905	225 745	217 655
	RDC	774 660	797 640	743 385	720 340
Âge	Québec	31,2	32,2	32,8	33,0
(moyenne)		(4,72)	(4,95)	(5,38)	(5,44)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

		1991	1996	2001	2006
	RDC	31,8 (5,01)	32,7 (5,3)	33,5 (5,59)	34,0 (5,64)
Nombre d'enfants (moyenne)	Québec	1,95 (0,84)	2,01 (0,89)	1,99 (0,88)	1,95 (0,86)
	RDC	2,10 (0,92)	2,09 (0,93)	2,06 (0,91)	2,03 (0,92)
Citoyenneté (Immigrant)	Québec	10,5%	11,9%	14,9%	19,5%
	RDC	22,1%	24,7%	28,8%	31,8%
<u>Niveaux de scolarité</u>					
Pas de secondaire	Québec	25,01%	19,20%	15,44%	9,52%
	RDC	23,61%	19,64%	17,41%	8,73%
Diplôme secondaire	Québec	29,13%	26,87%	21,03%	15,55%
	RDC	30,52%	27,27%	25,24%	22,93%
Métiers	Québec	12,74%	11,65%	12,47%	15,23%
	RDC	8,86%	8,89%	8,93%	5,57%
Collège	Québec	20,62%	25,04%	27,39%	28,52%
	RDC	21,24%	25,60%	22,58%	30,60%
Baccalauréat	Québec	9,05%	12,63%	17,38%	21,92%
	RDC	11,35%	13,43%	18,42%	21,78%

suite à la page suivante

suite de la page précédente

		1991	1996	2001	2006
Cycles Supérieurs	Québec	3,45%	4,61%	6,29%	9,27%
	RDC	4,43%	5,17%	7,42%	10,40%
Mères monoparentales					
Nombre d'observations	Québec	33 685	43 905	40 130	35 340
	RDC	101 650	130 600	121 770	113 385
Âge	Québec	30,0	30,4	31,1	31,6
(moyenne)		(5,87)	(6,14)	(6,61)	(6,86)
	RDC	29,6	30,2	30,7	31,4
		(6,19)	(6,44)	(7,17)	(7,33)
Nombre d'enfants	Québec	1,66	1,73	1,74	1,74
(moyenne)		(0,81)	(0,87)	(0,87)	(0,9)
	RDC	1,81	1,81	1,80	1,80
		(0,9)	(0,92)	(0,93)	(0,93)
Citoyenneté	Québec	12,6%	14,6%	15,1%	18,2%
(Immigrant)	RDC	18,3%	22,5%	23,2%	24,8%
<u>Niveaux de scolarité</u>					
Pas de secondaire	Québec	44,10%	39,04%	31,66%	23,06%
	RDC	42,07%	35,41%	30,30%	20,27%
Diplôme secondaire	Québec	24,89%	25,43%	24,34%	22,31%

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>		1991	1996	2001	2006
	RDC	26,07%	26,62%	27,08%	31,35%
Métiers	Québec	12,26%	11,05%	13,35%	20,12%
	RDC	10,54%	10,60%	10,83%	8,67%
Collège	Québec	12,75%	17,23%	20,19%	20,98%
	RDC	15,54%	20,88%	23,54%	28,57%
Baccalauréat	Québec	4,27%	5,30%	7,69%	9,79%
	RDC	4,00%	4,74%	6,15%	7,80%
Cycles Supérieurs	Québec	1,72%	1,96%	2,78%	3,72%
	RDC	1,78%	1,74%	2,10%	3,34%
Pères en couple					
Nombre d'observations	Québec	251 115	265 335	224 880	215 430
	RDC	773 970	794 900	737 855	713 050
Âge	Québec	33,8	34,7	35,4	35,7
(moyenne)		(5,31)	(5,43)	(5,81)	(6,01)
	RDC	34,2	35,1	35,9	36,5
		(5,61)	(5,76)	(5,97)	(6,03)
Nombre d'enfants	Québec	1,95	2,01	1,99	1,94
(moyenne)		(0,84)	(0,89)	(0,88)	(0,86)
	RDC	2,10	2,09	2,06	2,03

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>		1991	1996	2001	2006
		(0,92)	(0,93)	(0,91)	(0,92)
Citoyenneté	Québec	11,9%	12,8%	15,5%	20,3%
(Immigrant)	RDC	23,4%	25,1%	28,8%	31,8%

*L'écart-type est entre parenthèse.

Source : Calculs de l'auteur à partir des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006

On constate tout d'abord que les mères québécoises sont en moyenne plus jeunes que les mères du RDC et ce, peu importe qu'elles soient en couple ou monoparentales pour l'ensemble de la période étudiée. Cela indique qu'il soit possible que le revenu de travail des mères québécoises soit moins élevé sachant que le salaire augmente avec l'âge. Par contre, les mères québécoises ont en moyenne moins d'enfants que les mères du RDC. En effet, elles ont en moyenne 1,95 à 2 enfants comparativement de 2 à 2,09 enfants en moyenne pour celles du RDC. La politique du gouvernement québécois ne semble pas avoir eu d'effet notable sur le taux de natalité. Comme pour les mères, les pères québécois sont en moyenne plus jeunes que les pères du RDC. D'après les données, la proportion d'immigrants est beaucoup plus grande dans les autres provinces qu'au Québec avec une plus grande différence pour les mères et pères en couple.

Au plan de la scolarité, autant au Québec que dans le RDC, les mères en couple et les mères monoparentales sont de plus en plus éduquées. En fait, on remarque une baisse constante du nombre de mères détenant seulement un diplôme secondaire ou moins. Cependant, la proportion de mères monoparentales détenant seulement un diplôme secondaire a augmenté dans le RDC. On peut également remarquer que 64,47% en 1996 et 56% en 2001 des mères monoparentales québécoises détiennent un diplôme secondaire ou moins contre 46,07% et 36,47% respectivement des mères en couple. En 2006, un peu moins de la moitié des mères monoparentales au Québec ont un diplôme secondaire

ou moins tandis que c'est seulement le quart environ pour les mères en couple. Les mères monoparentales québécoises détenant un baccalauréat ou plus sont proportionnellement plus nombreuses au Québec que dans le RDC. La situation est inverse au niveau des mères en couple où elles sont proportionnellement plus éduquées dans le RDC qu'au Québec. En général, les mères en couple sont proportionnellement plus éduquées que les mères monoparentales. Ces informations sur la scolarité auront un impact sur l'offre de travail des mères sachant que l'éducation est un facteur important pour l'acquisition du capital humain et de la participation au marché du travail.

2.2.1 Variables d'offre de travail des mères en couple

Pour être en mesure d'évaluer l'offre de travail, il faut considérer les quatre variables d'intérêts. La figure 2.1 permet de constater que pour les mères en couple avec au moins un enfant entre 1 et 5 ans, le taux de participation au marché du travail a augmenté beaucoup plus au Québec avec une hausse de 6,3 points de pourcentage comparativement 2,9 points de pourcentage pour le reste du Canada entre 1996 et 2001. L'augmentation se poursuit au Québec entre 2001 et 2006 tandis que dans le RDC, il y a une légère baisse du taux de participation. En fait, les mères au Québec sont plus nombreuses que les mères du RDC en 2006. Il est fort possible que la politique du gouvernement québécois soit responsable de cette forte augmentation de la participation des mères québécoises au marché du travail. Lorsqu'on désagrège les données par âge du plus jeune enfant (voir les tableaux B.1 à B.6), on constate que les résultats sont assez similaires mais que l'augmentation est nettement plus significative lorsque l'âge du plus jeune enfant est de 2 ans et plus. Désagrégées par niveau de scolarité (voir les figures C.1 et C.5), les mères en couple ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans au Québec avec un niveau de scolarité inférieur au niveau collégial participent moins que les mères du RDC avant la mise en place de la politique. À partir de 2001, il y a un certain rattrapage qui s'effectue. Les Québécoises davantage scolarisées participent pratiquement autant au marché du travail que celles du RDC avant le programme et à partir de 2001, les mères québécoises devancent les mères du RDC. Pour les mères québécoises ayant des enfants

entre 13 et 17 ans seulement, on remarque que l'augmentation du taux de participation est plus petite entre 1996 et 2001 que pour les mères québécoises ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans. Par contre, entre 2001 et 2006, le taux de participation augmente plus pour les mères québécoises ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement (voir la figure 2.1).

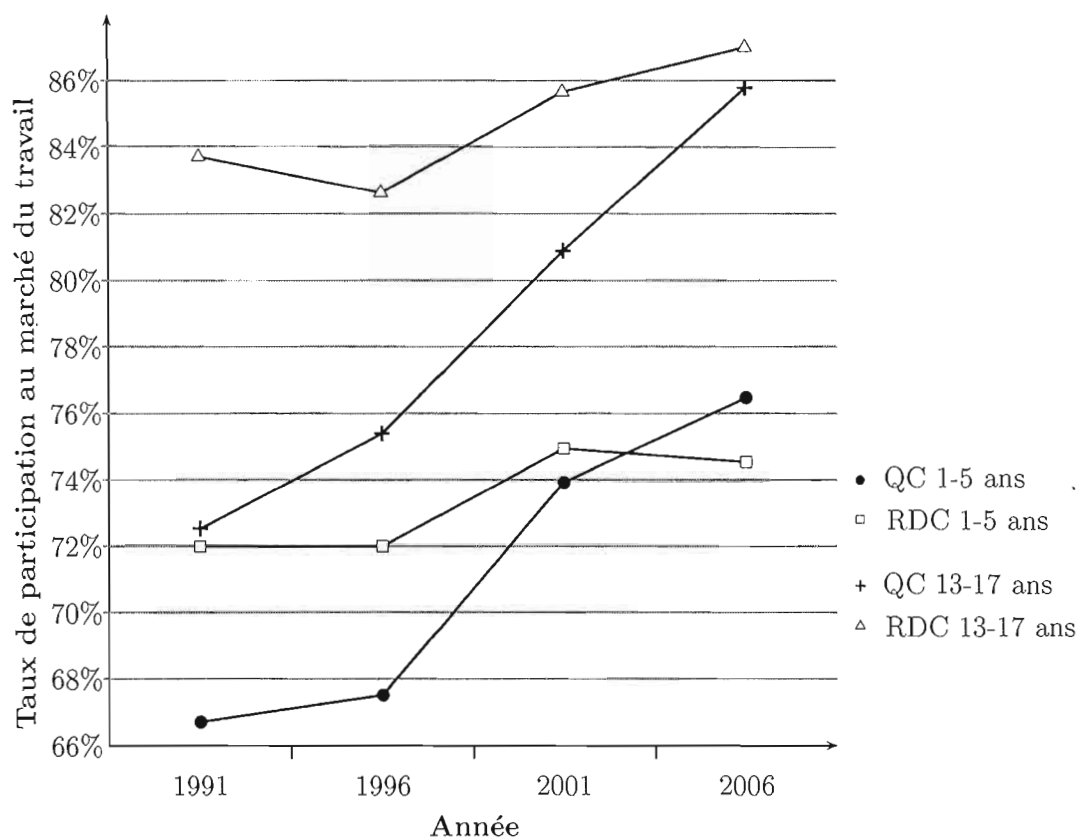


Figure 2.1 Taux de participation au marché du travail des mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et des mères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

Pour ce qui est du nombre de semaines travaillées en moyenne pendant l'année précédant le recensement, les mères québécoises en couple avec au moins un enfant entre 1 et 5 ans travaillent plus de semaines que les mères du RDC à partir de 2001, donc suite à l'introduction de la politique (voir la figure 2.2). De plus, entre 2001 et 2006, le

nombre de semaines travaillées par les mères québécoises a augmenté de 32,0 à 32,9 comparativement à une baisse pour celles du RDC passant de 31,9 à 31,0 semaines en moyenne. Lorsque les données sont désagrégées par âge du plus jeune enfant (voir les tableaux B.1 à B.6), les mères québécoises travaillent moins avant 2001 que celles du RDC et après la mise en place de la politique, on remarque que ce sont les mères avec un enfant de moins d'un an qui sont les seules à ne pas travailler plus que celles du RDC. De plus, les québécoises travaillent beaucoup plus en 2006 que celles du RDC. Désagrégées selon le niveau de scolarité (voir les figures C.2 et C.6), seules les mères québécoises plus scolarisées, de niveau collégial et plus, dépassent les mères du RDC suite à l'introduction de la politique. Quant à celles qui sont moins scolarisées, les québécoises travaillent moins en moyenne que celles du RDC même après l'introduction du programme. Pour ce qui est des mères québécoises ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement, entre 1996 et 2001, l'augmentation est sensiblement la même que pour celles ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans mais elles travaillent plus de semaines en moyenne. Cependant, entre 2001 et 2006, pour les mères québécoises ayant des enfants entre 13 et 17 ans, l'augmentation est supérieure à celle des mères ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans (voir la figure 2.2).

Pour ce qui est du nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence, les conclusions sont assez similaires à celles des deux autres variables précédentes. Tout d'abord, avant 2001, les mères du RDC avec au moins un enfant entre 1 et 5 ans travaillent en moyenne plus que les mères québécoises (voir la figure 2.3). Par contre, à partir de 2001, les mères québécoises travaillent un plus grand nombre d'heures que les mères du RDC et l'écart s'agrandit en 2006 passant de 0,7 en 2001 à 1,1 heures de différence en 2006. Ensuite, si on désagrège les données selon l'âge du plus jeune enfant (voir les tableaux B.1 à B.6), seules les heures travaillées pour les mères québécoises ayant un enfant de moins de 1 an ne dépassent pas, à partir de 2001, celles des mères du RDC. L'écart entre les québécoises et les mères du RDC est beaucoup plus grand en 2006 avec une différence de 1,4 heures comparativement à 0,6 heures en 2001. Finalement, désagrégées selon le niveau de scolarité (voir les figures C.3 et C.7), les données

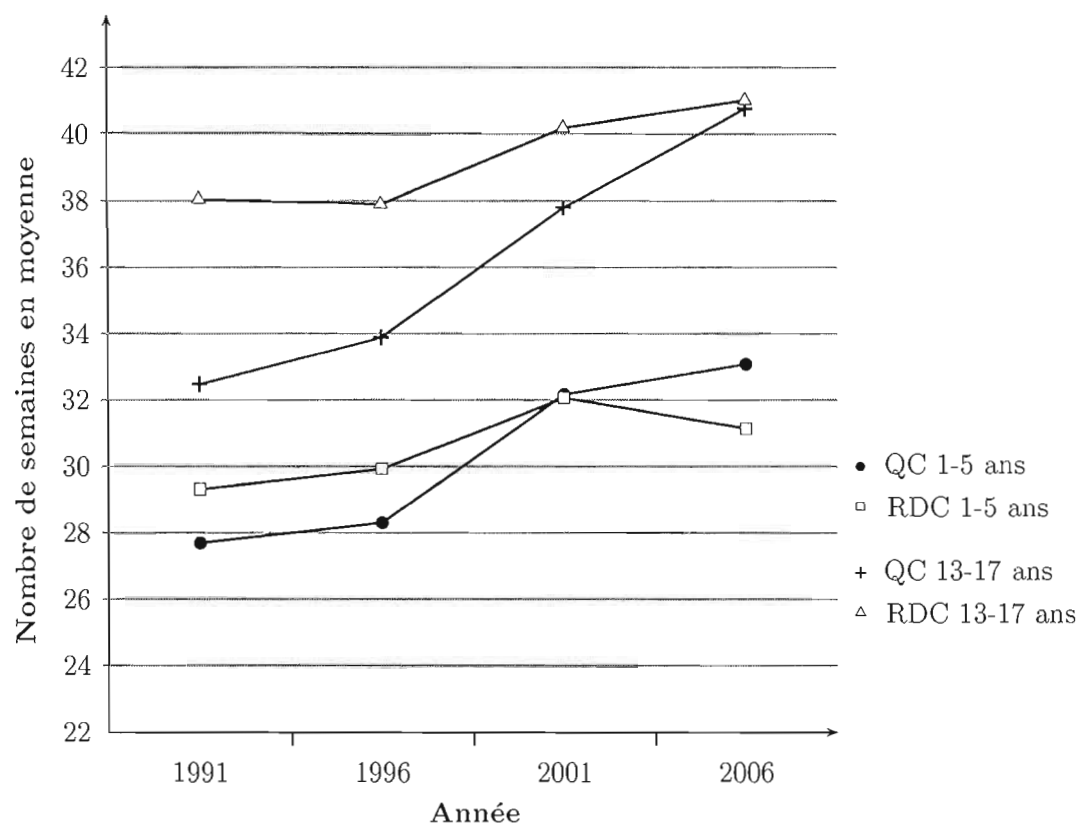


Figure 2.2 Nombre de semaines travaillées en moyenne pendant l'année précédant le recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

nous indiquent que seules les mères les plus éduquées au Québec, de niveau collégial et plus, ont dépassé les mères du RDC selon le nombre d'heures travaillées en moyenne. En fait, dès 1996, les mères québécoises les plus éduquées travaillaient davantage et ont plus augmenté leur nombre d'heures après l'introduction de la politique. Quant aux mères québécoises ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement, elles travaillent plus d'heures en moyenne que les mères québécoises ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans et elles augmentent davantage leur nombre d'heures de travail entre 1996 et 2001 ainsi qu'entre 2001 et 2006 (voir la figure 2.3).

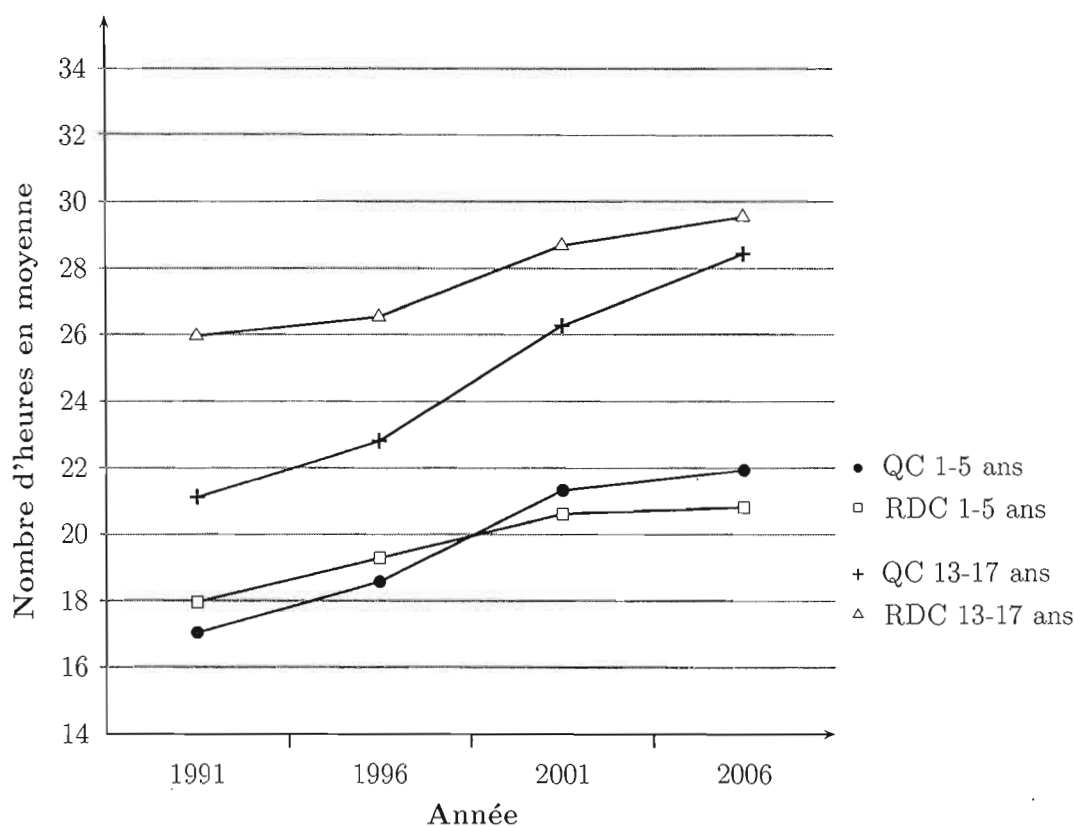


Figure 2.3 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence du recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

Bien que les mères québécoises en couple ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans travaillent plus que celles du RDC après l'introduction du programme, elles ne disposent pas d'un revenu de travail plus élevé (voir la figure 2.4). Les québécoises vivant en couple gagnent environ 1000\$ de moins annuellement que celles du RDC. Par contre, leur revenu de travail a augmenté de 3256\$ entre 1996 et 2001 comparativement à 2811\$ pour celles du RDC. Désagrégées selon le niveau de scolarité, les données nous montrent que seules les mères ayant atteint un niveau collégial et plus gagnent plus en moyenne que les mères du RDC et ce, avant et après l'introduction du programme (voir les figures C.4 et C.8). Quant aux mères québécoises ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement, elles ont un revenu de travail supérieur à celui des mères ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans, ce qui est tout à fait normal puisque le salaire augmente avec l'âge et qu'elles ont plus d'expérience. De plus, leur revenu de travail augmente autant que les mères québécoises ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans entre 1996 et 2001 et augmente davantage entre 2001 et 2006 (voir la figure 2.4).

2.2.2 Variables d'offre de travail des mères monoparentales

Les mères monoparentales ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans ont augmenté leur taux de participation au marché du travail de l'ordre de 16,7 points de pourcentage de 1996 à 2001 et de 4,9 points de pourcentage entre 2001 et 2006 comparativement à une hausse de 14,3 points de pourcentage de 1996 à 2001 et de 2,6 points de pourcentage entre 2001 et 2006 pour celles du RDC. Cependant, les mères québécoises ne participent pas plus au marché du travail que celles du RDC (voir la figure 2.5). Lorsque les données sont désagrégées selon l'âge du plus jeune enfant (Voir les tableaux B.1 à B.6), seules les mères québécoises dont le plus jeune enfant a moins d'un an n'ont pas connu une plus forte progression de leur participation que les mères du reste du Canada de 1996 à 2006. Par contre, l'augmentation de la participation est beaucoup plus grande entre 1996 et 2001 avec une hausse moyenne de 16,02 points de pourcentage et de 5,06 points de pourcentage entre 2001 et 2006 pour le Québec, comparativement à une hausse moyenne de 14,08 points de pourcentage entre 1996 et 2001 et de 2,68 points de pourcentage

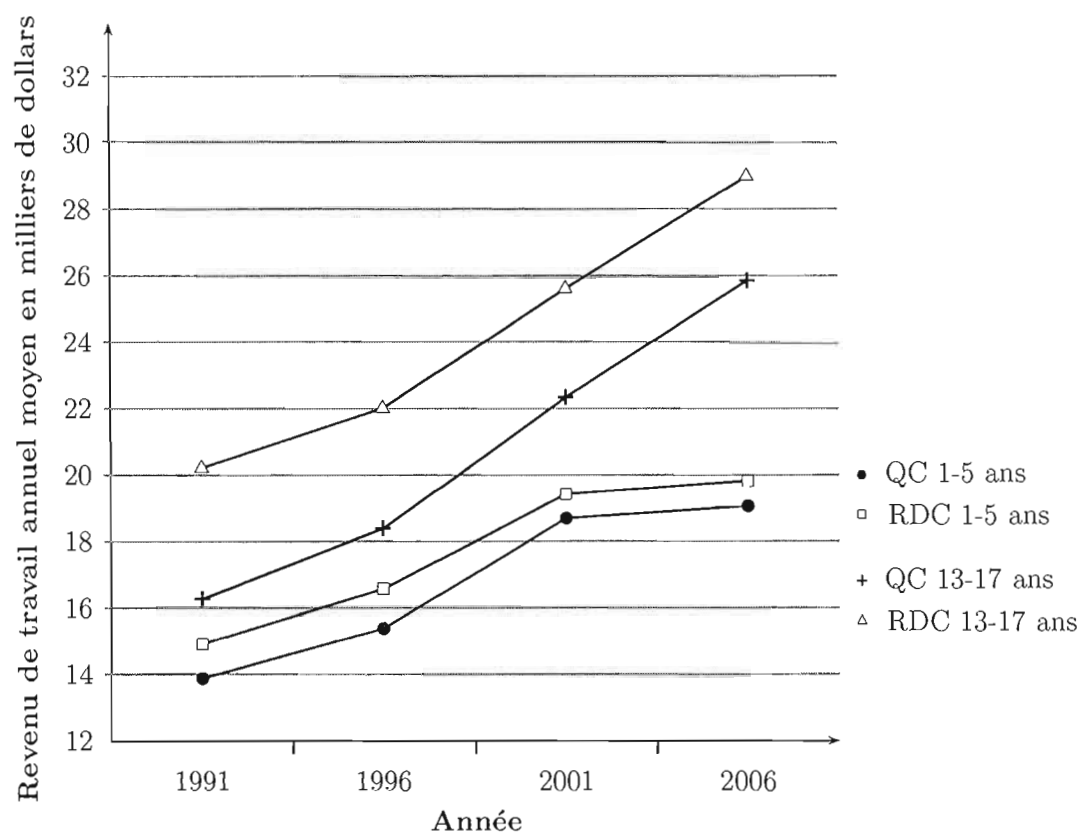


Figure 2.4 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères en couple ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

entre 2001 et 2006 pour RDC. Désagrégées selon le niveau de scolarité (voir les figures C.9 et C.13), les données montrent que les hausses du taux de participation ont été plus grandes pour les mères les moins scolarisés, métiers et moins, autant pour les québécoises que celles du RDC. Par ailleurs, les mères québécoises, ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement, travaillent en plus grand nombre avec un taux de participation supérieur à celui des mères québécoises ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans. Par contre, le taux de participation augmente moins entre 1996 et 2001 (voir la figure 2.5). Ainsi, il est possible que la politique ait affectée le comportement des mères monoparentales avec de jeunes enfants.

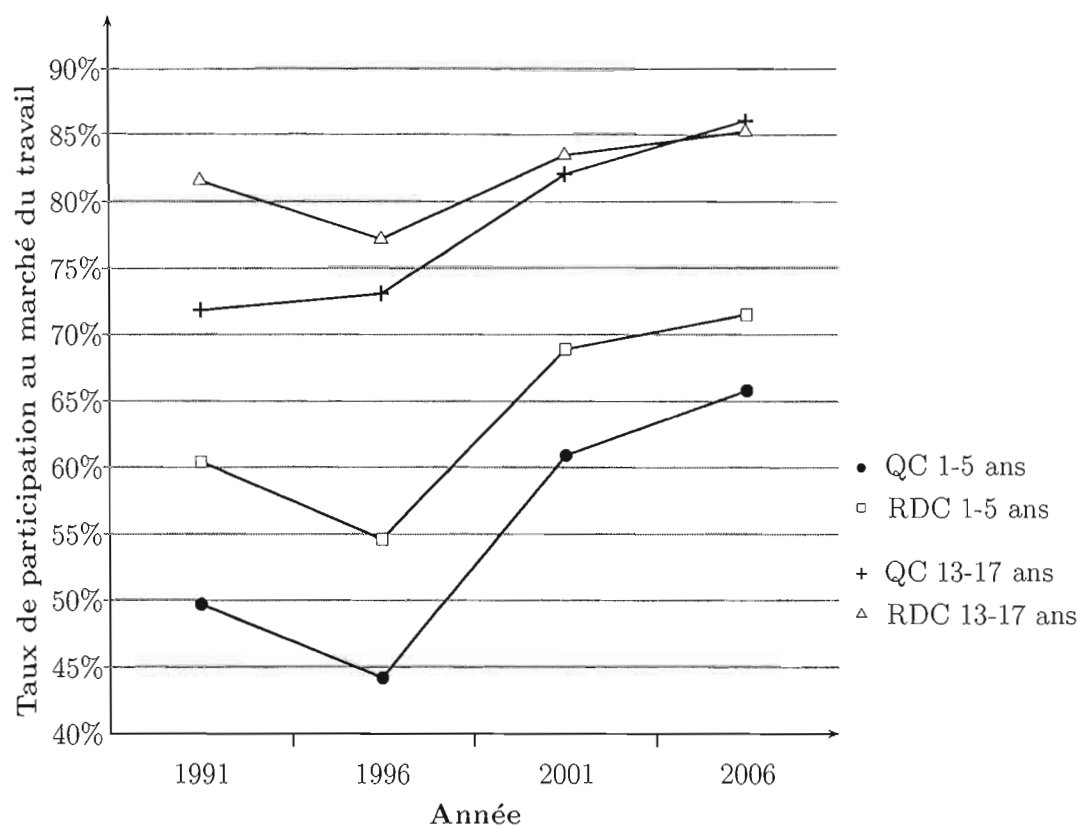


Figure 2.5 Taux de participation au marché du travail des mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et des mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

Comme c'est le cas pour le taux d'activité, les mères québécoises monoparentales avec au moins un enfant entre 1 et 5 ans travaillent moins de semaines que celles du RDC pour l'ensemble de la période étudiée (voir la figure 2.6). De plus, c'est seulement entre 2001 et 2006 que les mères québécoises augmentent davantage leur nombre de semaines travaillées que celles du RDC. Par contre, c'est entre 1996 et 2001 que la hausse est la plus significative soit une hausse de 7,7 semaines de travail de plus pour le Québec et de 7,2 semaines pour les RDC. Si on désagrège les données selon l'âge du plus jeune enfant (voir les tableaux B.1 à B.6), on remarque que ce sont les mères monoparentales québécoises dont le plus jeune enfant a 2, 3 ou 4 ans où l'augmentation est plus grande que celle des mères du RDC suite à l'introduction de la politique. Lorsque les données sont désagrégées selon le niveau de scolarité (voir les figures C.10 et C.14), on remarque que seules les mères possédant un diplôme universitaire de cycles supérieurs n'ont pas réellement augmenté leur nombre de semaines de travail suite à l'introduction du programme québécois avec un constat identique pour les mères du RDC. Pour les mères québécoises et canadiennes ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement, elles travaillent plus de semaines en moyenne que les mères ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans (voir la figure 2.6). Par contre, elles ont moins augmenté leur nombre de semaines travaillées sur la période étudiée.

Suivant la même tendance que les deux autres variables précédentes, les heures de travail hebdomadaire des mères québécoises monoparentales avec au moins un enfant entre 1 et 5 ans sont moindres que celles des mères du RDC pour l'ensemble de la période (voir la figure 2.7). Contrairement aux semaines travaillées en moyenne, les mères québécoises et canadiennes augmentent également leurs heures travaillées en moyenne entre 1996 et 2001, soit de 5,3 heures, et les mères canadiennes augmentent légèrement plus leur nombre d'heures entre 2001 et 2006 que celles du Québec. Désagrégées selon l'âge du plus jeune enfant (voir les tableaux B.1 à B.6), les mères québécoises et canadiennes dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans et plus voient leur nombre d'heures augmenter autant pour la période de 1996 à 2006. Par contre, les mères québécoises et canadiennes dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an voient leur nombre d'heures aug-

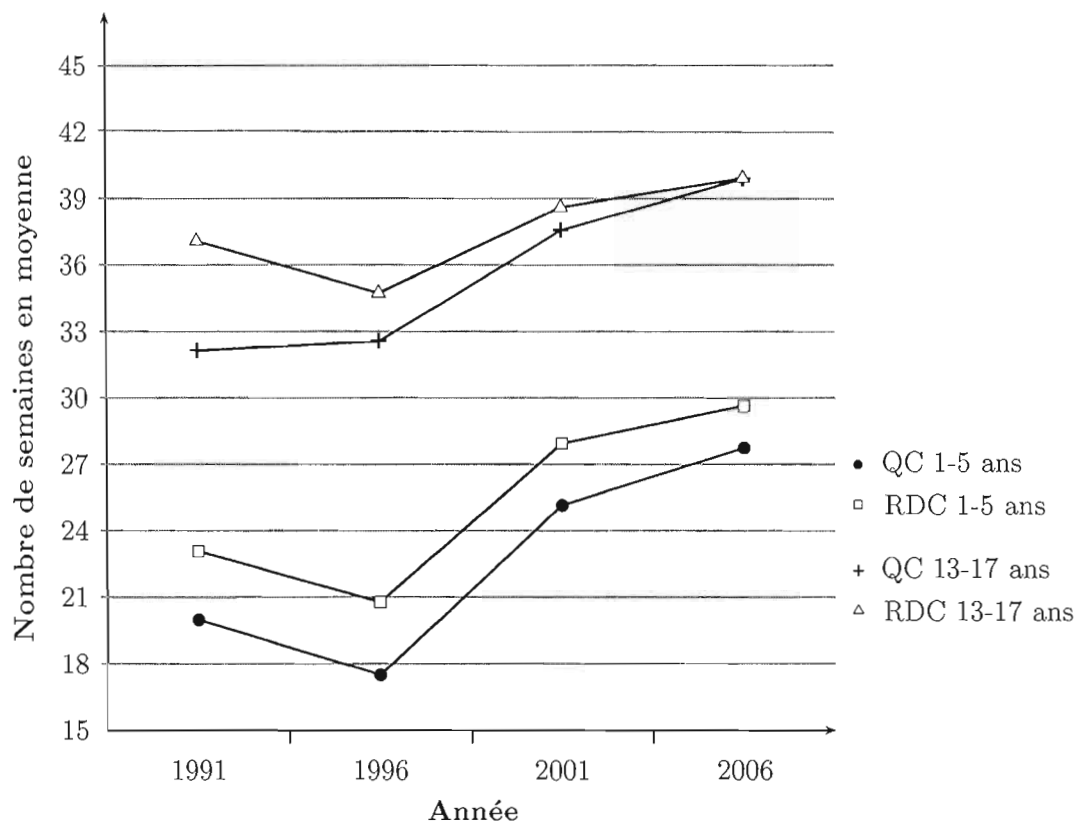


Figure 2.6 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédant le recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

menter entre 1996 et 2001 et diminuer entre 2001 et 2006. Lorsque les données sont désagrégées selon le niveau de scolarité (voir les figures C.11 et C.15), les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans, québécoises et canadiennes, augmentent leurs heures de façon significative entre 1996 et 2001. Par contre, entre 2001 et 2006, les mères québécoises détenant un baccalauréat ou un grade de cycle supérieur diminuent leur nombre d'heures de travail tandis que les autres mères les augmentent mais légèrement. Pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement, autant les québécoises que les canadiennes travaillent plus d'heures que celles avec au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans mais elles suivent la même tendance soit l'augmentation du nombre d'heures pour l'ensemble de la période (voir la figure 2.7).

Quant au revenu de travail, les mères québécoises monoparentales ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans gagnent légèrement moins que les mères du RDC au cours de la période de 1991 à 2006 (voir la figure 2.8). De plus, les québécoises et les canadiennes voient leur revenu de travail augmenter sensiblement autant au cours de la période de 1996 à 2006. Lorsque les données sont désagrégées selon le niveau de scolarité, entre 1996 et 2001, les mères québécoises et canadiennes voient leur revenu augmenter peu importe le niveau de scolarité (voir les figures C.12 et C.16). Par contre, entre 2001 et 2006, seules les mères avec un diplôme collégial et un baccalauréat voient leur revenu de travail augmenter entre 2001 et 2006 tandis que les autres le voient baisser. Pour les mères monoparentales québécoises et canadiennes ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement, le revenu de travail est beaucoup plus élevé que celui des mères ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans. Leur revenu augmente davantage au cours de la période avec une nette progression entre 2001 et 2006, que celui des mères avec de jeunes enfants (voir la figure 2.8). De plus, la différence de revenu entre les Québécoises et les Canadiennes est plus grande pour les mères ayant des enfants de 13 à 17 ans que celles avec de jeunes enfants.

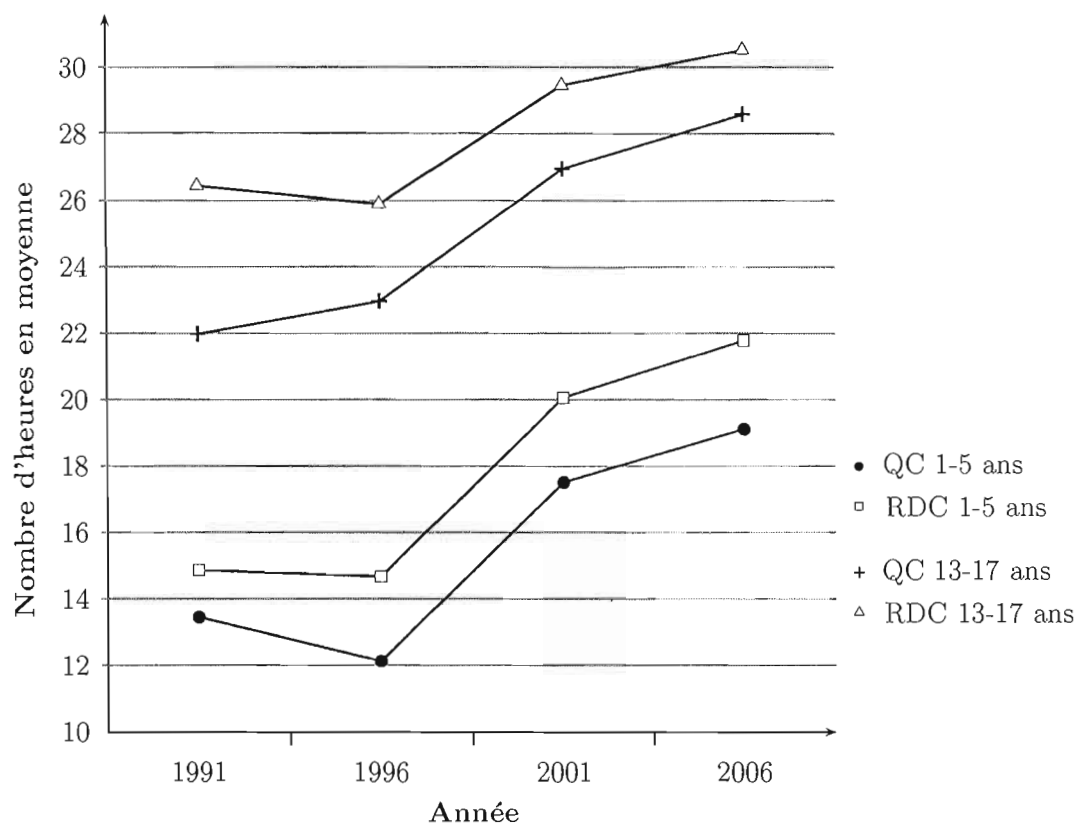


Figure 2.7 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence du recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

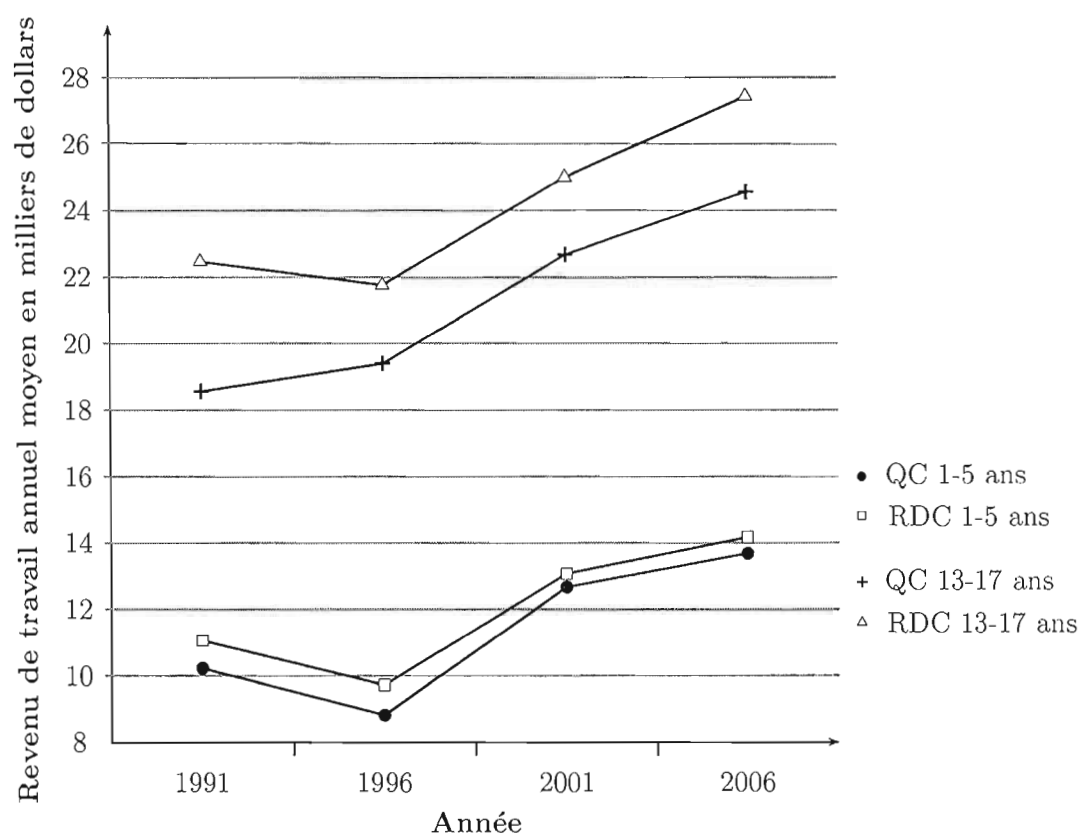


Figure 2.8 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans et pour les mères monoparentales ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

2.2.3 Variables d'offre de travail des pères en couple

Lorsque l'offre de travail est mesurée par le taux de participation, les pères québécois vivant en couple et ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans sont moins nombreux à travailler que ceux du RDC mais ils suivent tout les deux la même tendance pour l'ensemble de la période étudiée (voir la figure 2.9). Par contre, le taux de participation au marché du travail des pères vivant en couple et ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement est légèrement différent. Les pères canadiens appartenant à ce groupe travaillent en plus grand nombre que les pères ayant de jeunes enfants mais ils suivent la même tendance. Cependant, les pères québécois participent en moins grand nombre que les pères canadiens ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans sauf en 2006.

L'analyse du nombre de semaines travaillées est pratiquement identique à celle pour le taux de participation. En effet, les pères québécois vivant en couple et ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans et ceux avec au moins un enfant entre 13 et 17 ans seulement travaillent moins de semaines en moyenne que les pères du RDC (voir la figure 2.10). De plus, les pères québécois et les pères canadiens suivent pratiquement la même tendance de 1991 à 2006 et ce, peu importe l'âge des enfants. Cependant, contrairement aux pères canadiens qui travaillent le même nombre de semaines en moyenne peu importe l'âge des enfants, les pères québécois ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement travaillent 1 semaine de plus en moyenne que les pères ayant de jeunes enfants de 1991 à 2006.

Pour ce qui est du nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence, les pères québécois vivant en couple, peu importe l'âge des enfants, travaillent environ 3 heures de moins que les pères du RDC (voir la figure 2.11). Les pères canadiens suivent la même tendance au cours de la période 1991 à 2006. Par contre, les pères québécois ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans augmentent un peu moins leur nombre d'heures travaillées que ceux du RDC. Enfin, les pères québécois, ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement, augmentent beaucoup plus leur nombre d'heures travaillées de 1996 à 2006 que tous les autres pères.

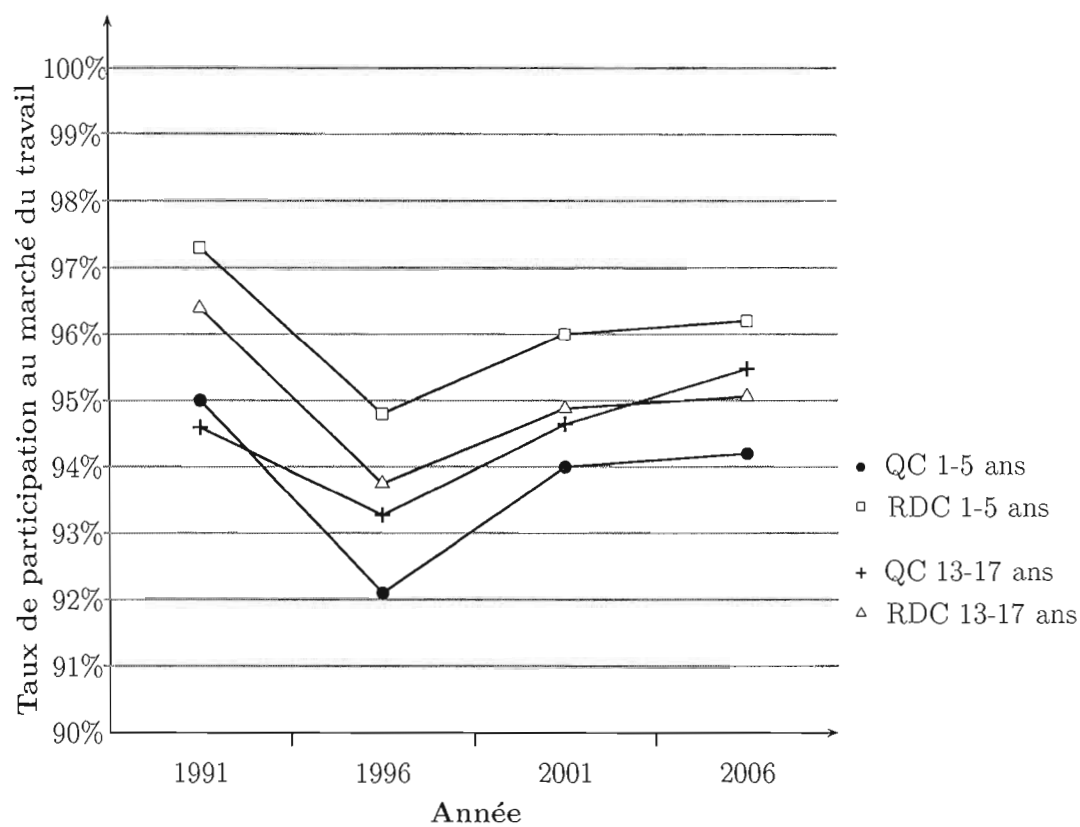


Figure 2.9 Taux de participation au marché du travail des pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et des pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

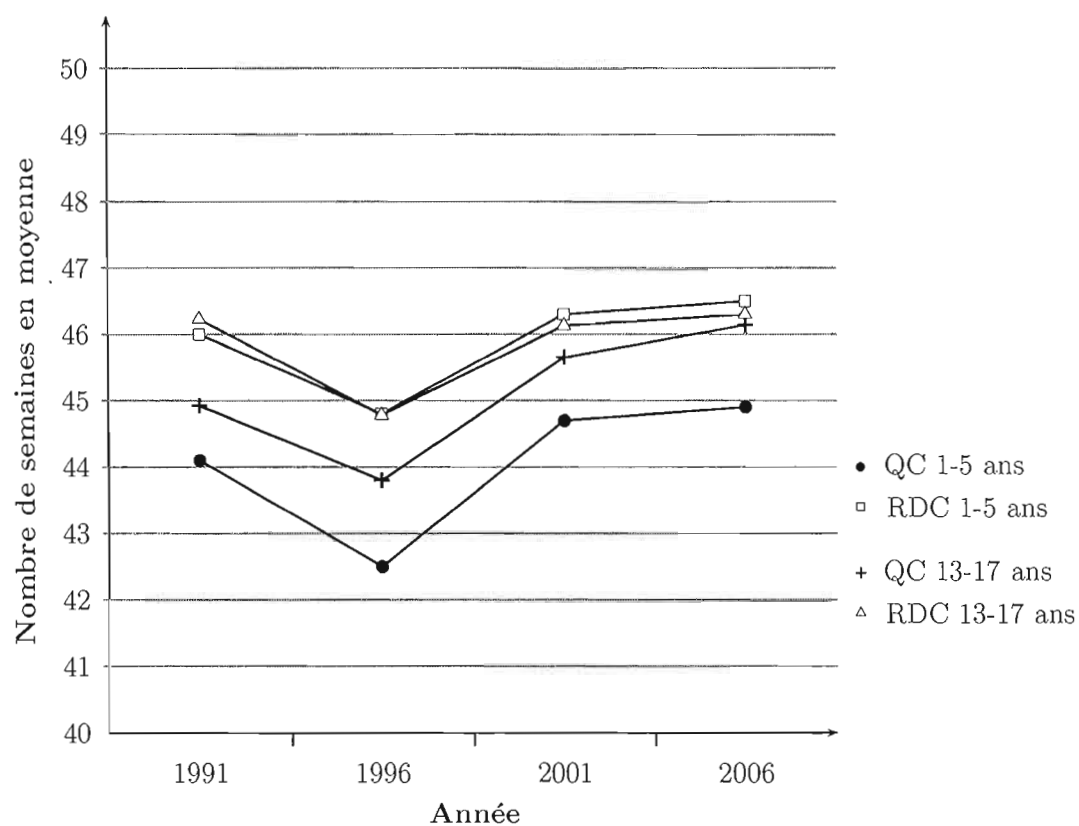


Figure 2.10 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédant le recensement pour les pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et pour les pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

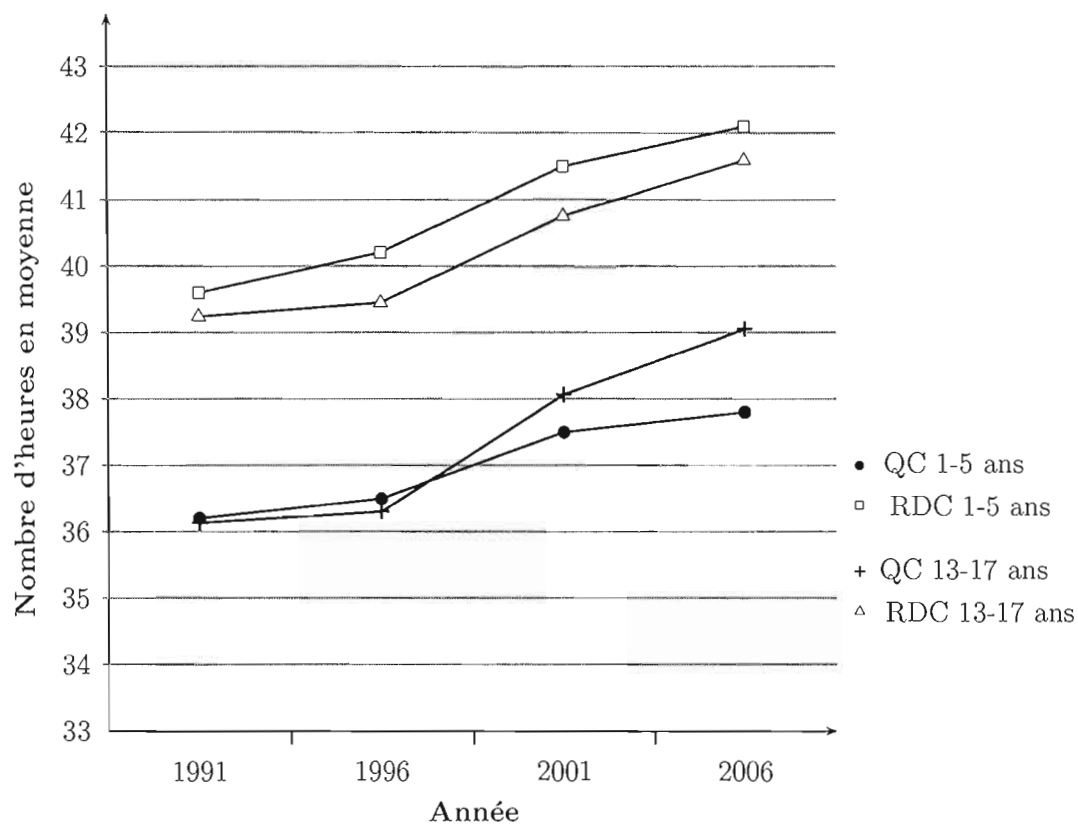


Figure 2.11 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence du recensement pour les pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et pour les pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

En ce qui concerne le revenu de travail, les pères québécois ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans gagnent beaucoup moins en moyenne que tous les autres pères (voir la figure 2.12). De plus, les pères canadiens ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans voient leur revenu de travail augmenter beaucoup plus que celui des pères québécois entre 1996 et 2006. Les pères québécois ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement voient leur revenu de travail augmenter dans une moindre mesure que celui des pères du RDC. De plus, les pères québécois ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement gagnent le même revenu que les pères canadiens ayant au moins un enfant entre 1 et 5 ans pour 1991 et 1996 et pour 2001 et 2006, ils gagnent moins que ceux du RDC.

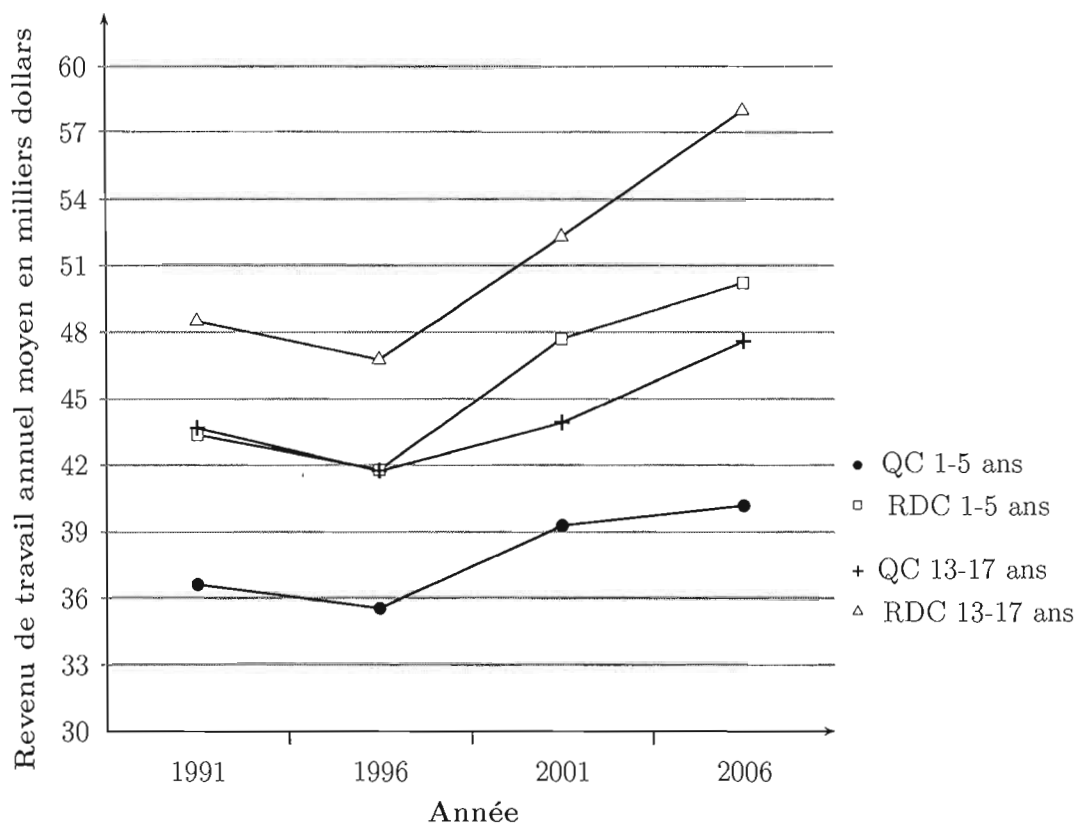


Figure 2.12 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les pères en couple ayant au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans et pour les pères en couple ayant des enfants âgés entre 13 et 17 ans seulement pour le Québec et pour le RDC

Suite à la présentation des statistiques descriptives des divers échantillons, on remarque que l'effet du programme semble se manifester principalement chez les mères vivant en couple. Par contre, pour être en mesure de confirmer cette analyse, il faut procéder à une analyse économétrique. Mais tout d'abord, la méthodologie sera présentée.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Pour être en mesure d'analyser l'effet du programme des garderies à 5/7\$ au Québec sur l'offre de travail des mères et pères en couple et des mères monoparentales, on utilise les recensements de Statistique Canada. Étant donné que l'expérience est dite « naturelle », on se sert de la méthode de différence en différences qui a fait ses preuves en économie du travail pour estimer l'impact d'une telle politique. De plus, on doit prendre en considération que le Québec a connu un régime particulier de subventions aux services de garde à partir de 1997 alors qu'aucune autre province n'a adopté un régime semblable sur la même période étudiée de 1991 à 2006 (voir Annexe A).

3.1 Différence en différences

Tout d'abord, la méthode de différence en différences consiste à faire la différence entre la moyenne du changement de la variable étudiée dans un groupe traitement sur une période de temps avec la moyenne de changement du groupe contrôle pour la même période. En fait, on suppose que le groupe traitement aurait suivi la même tendance que le groupe contrôle n'eut été l'introduction d'un choc. Dans l'équation 3.1, $\bar{Y}^{traitement, après}$ représente la moyenne de la variable Y pour le groupe traitement après l'expérience et $\bar{Y}^{traitement, avant}$ représente la moyenne de Y pour le groupe traitement avant l'expérience. Pour le groupe contrôle, on a respectivement $\bar{Y}^{contrôle, après}$ pour la moyenne de Y après l'expérience et $\bar{Y}^{contrôle, avant}$ pour la moyenne de Y avant l'expérience. L'effet de l'expérience est mesuré par la différence entre la moyenne du

changement dans le groupe traitement, $\Delta \bar{Y}^{traitement}$, et la moyenne du changement dans le groupe contrôle, $\Delta \bar{Y}^{contrôle}$ (équation 3.2).

$$\hat{\beta}^{DD} = \left(\bar{Y}^{traitement,après} - \bar{Y}^{traitement,avant} \right) - \left(\bar{Y}^{contrôle,après} - \bar{Y}^{contrôle,avant} \right) \quad (3.1)$$

$$\hat{\beta}^{DD} = \Delta \bar{Y}^{traitement} - \Delta \bar{Y}^{contrôle} \quad (3.2)$$

Dans notre cas, on pose que les mères et les pères vivant en couple et les mères monoparentales ayant au moins un enfant de 5 ans ou moins du Québec comme étant le groupe traitement et ceux et celles du RDC comme étant le groupe contrôle. On suppose donc que l'offre de travail des Québécois et Québécoises ayant de jeunes enfants aurait évolué selon la même tendance que ceux et celles du RDC n'eut été l'introduction du programme de garderies à 5\$ instaurer par le gouvernement québécois à partir de 1997. Dans l'équation 3.3, $\bar{Y}^{Québec,après}$ représente la moyenne de la variable d'offre de travail considérée pour le Québec après l'introduction de la politique et $\bar{Y}^{Québec,avant}$ représente la moyenne de la variable d'offre de travail considérée pour le Québec avant l'introduction de la politique. Pour le RDC, on a respectivement $\bar{Y}^{RDC,après}$ et $\bar{Y}^{RDC,avant}$. La moyenne du changement de la variable d'offre de travail considérée pour le Québec est la différence entre $\bar{Y}^{Québec,après}$ et $\bar{Y}^{Québec,avant}$. Pour le RDC, la moyenne de changement est la différence entre $\bar{Y}^{RDC,après}$ et $\bar{Y}^{RDC,avant}$. L'effet du programme (voir l'équation 3.4), $\hat{\beta}^{DD}$, est estimé en faisant la différence entre la moyenne du changement pour le Québec, $\Delta \bar{Y}^{Québec}$, et la moyenne de changement pour le RDC, $\Delta \bar{Y}^{RDC}$. En procédant de cette manière, on contrôle statistiquement pour les différences structurelles (permanentes) entre les deux régions ainsi que les chocs agrégés affectant l'économie canadienne que l'on suppose avoir des impacts identiques sur le Québec et le RDC.

$$\hat{\beta}^{DD} = \left(\bar{Y}^{\text{Québec 0-5, après}} - \bar{Y}^{\text{Québec 0-5, avant}} \right) - \left(\bar{Y}^{\text{RDC 0-5, après}} - \bar{Y}^{\text{RDC 0-5, avant}} \right) \quad (3.3)$$

$$\hat{\beta}^{DD} = \Delta \bar{Y}^{\text{Québec 0-5}} - \Delta \bar{Y}^{\text{RDC 0-5}} \quad (3.4)$$

On peut représenté l'estimateur de différence en différences dans un contexte de régression :

$$Y_{it} = \alpha + \varphi X_{it} + \theta Q_i + \gamma A_i + \beta_1 A_{i,2001} Q_i + \beta_2 A_{i,2006} Q_i + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

où i est l'indice associé aux observations sur les mères ou les pères et t est l'indice de temps, Y représente la variable dépendante qui prend les valeurs de la variable d'offre de travail considérée (taux de participation au marché du travail, nombre d'heures travaillées pendant la semaine de référence, nombre de semaines travaillées durant l'année précédant le recensement et le revenu de travail), Q_i prend la valeur 1 si la mère ou le père vit au Québec et 0 autrement, A_i prend la valeur 1 si la période suit l'introduction de la politique et 0 autrement, $A_{i,2001} Q_i$ est le produit de $A_{i,2001}$ et de Q_i , $A_{i,2006} Q_i$ est le produit de $A_{i,2006}$ et de Q_i et ε_{it} est un vecteur de termes d'erreurs. X_{it} est un vecteur de variables de contrôle de nature socio-économique où l'on retrouve l'âge, l'âge au carré, la variable dichotomique d'immigration, la variable dichotomique d'incapacité au travail, le nombre d'enfant de 1 à 5 ans, le nombre d'enfants de 6 à 11 ans, le nombre d'enfants de 12 à 17 ans et le niveau de scolarité. On doit estimer les paramètres α , φ , θ , γ , β_1 et β_2 . Le paramètre α est un terme commun à tous les mères ou pères, indépendant de la politique et des autres facteurs pouvant influencer Y , le vecteur de paramètres φ représente l'effet propre à chacune des variables de contrôle, le paramètre θ mesure un facteur attribuable aux mères ou pères du Québec, le coefficient γ mesure un facteur commun à toutes la mères ou pères après l'introduction de la politique et imputable aux autres politiques. Les paramètres β_1 et β_2 captent l'effet du programme sur la variable Y pour 2001 et 2006 respectivement.

Les régressions sont effectuées sur trois groupes distincts : soit les mères en couple, les mères monoparentales et les pères en couple et on retrouve deux spécifications. D'une part, les régressions sont faites par âge du plus jeune enfant dans la famille et il y a ensuite une spécification pour chaque niveau de scolarité. Autrement dit, il y a 6 groupes de mères et pères, soit pour les mères et pères dont le plus jeune enfant a moins de 1 an jusqu'à l'âge de 5 ans. D'autre part, pour chaque âge du plus jeune enfant, il y a 6 groupes selon leur niveau de scolarité. De cette manière, on a l'effet du programme selon l'âge du plus jeune enfant dans le ménage et on a l'effet pour chaque niveau de scolarité. Par contre, l'impact du programme sur l'offre de travail des pères en couple n'est pas évalué selon leur niveau de scolarité.

En suivant cette approche, on compare l'offre de travail des mères et des pères québécois ayant des enfants de 5 et moins avec l'offre de travail des individus correspondants du RDC. Par ailleurs, pour raffiner notre approche, on peut isoler l'effet du programme en adoptant un autre groupe de contrôle soit les mères ayant des enfants de 13 et plus seulement. En effet, comme celles-ci n'ont jamais eu la chance de bénéficier du programme, selon les paramètres adoptés à partir de 1997, leur offre de travail ne peut être affecter par la dynamique qu'aurait pu initié la politique de 1997¹ et ainsi on capte mieux l'effet du programme sur l'offre de travail des mères et pères ayant de jeunes enfants. On procède ainsi à une régression de type DDD par l'addition d'un groupe de comparaison à la régression de type DD initiale.

3.2 Différence en différences en différences

La méthode de DDD permet d'estimer l'impact de la subvention des services de garde sur l'offre de travail des mères et pères ayant de jeunes enfant avec un autre groupe de comparaison, en regardant la tendance de l'offre de travail des mères et pères ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement. Il s'agit de soustraire, respectivement pour le Québec et pour le RDC, la moyenne des ΔY des mères et pères ayant des enfants de

1. Lefebvre et Merrigan, 2009

13 à 17 ans seulement, qui n'ont pas été touchés par le programme de services de garde du gouvernement, à la moyenne des ΔY des mères et pères ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans. Ce faisant, on peut isoler l'effet du programme sur l'offre de travail en soustrayant une estimation des effets de la conjoncture économique et des politiques sociales ou de transferts visant les familles ayant pu l'influencer. Dans l'équation 3.6, on définit $\hat{\beta}^{DDD}$ où $\bar{Y}^{Québec\ 0-5,après}$ représente la moyenne de la variable d'offre de travail considérée pour le Québec après l'introduction de la politique pour les mères ou pères ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans, $\bar{Y}^{Québec\ 0-5,avant}$ représente la moyenne de la variables d'offre de travail considérée pour le Québec pré changement du régime pour les mères et pères ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans, $\bar{Y}^{Québec\ 13-17,après}$ et $\bar{Y}^{Québec\ 13-17,avant}$ représentent respectivement la même chose mais, pour le nouveau groupe de comparaison des mères et pères québécois ayant seulement des enfants de 13 à 17 ans. On a des définitions équivalentes pour le RDC soit $\bar{Y}^{RDC\ 0-5,après}$, $\bar{Y}^{RDC\ 0-5,avant}$, $\bar{Y}^{RDC\ 13-17,après}$ et $\bar{Y}^{RDC\ 13-17,avant}$.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}^{DDD} = & \left[\left(\bar{Y}^{Québec\ 0-5,après} - \bar{Y}^{Québec\ 0-5,avant} \right) \right. \\ & \left. - \left(\bar{Y}^{Québec\ 13-17,après} - \bar{Y}^{Québec\ 13-17,avant} \right) \right] \\ & - \left[\left(\bar{Y}^{RDC\ 0-5,après} - \bar{Y}^{RDC\ 0-5,avant} \right) \right. \\ & \left. - \left(\bar{Y}^{RDC\ 13-17,après} - \bar{Y}^{RDC\ 13-17,avant} \right) \right] \end{aligned} \quad (3.6)$$

On peut réécrire la DDD dans un contexte de régression :

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \alpha + \varphi X_{it} + \theta Q_i + \gamma A_i + \beta_1 A_{i,2001} Q_i + \beta_2 A_{i,2006} Q_i + \delta N_{j,i} \\ & + \rho N_{j,i} Q_i + \psi N_{j,i} A_i + \beta_3 N_{j,i} A_{i,2001} Q_i + \beta_4 N_{j,i} A_{i,2006} Q_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.7)$$

où $N_{j,i}$ est un vecteur de variables dichotomiques représentant le nombre d'enfants d'âge j (où $j = 0$ à 5) prenant la valeur 1 si le nombre d'enfant d'âge j est supérieur à 0 pour

le i^e individu, autrement 0, $N_{j,i}Q_i$ est le produit de $N_{j,i}$ et Q_i , $N_{j,i}A_i$ est l'interaction entre $N_{j,i}$ et A_i , $N_{j,i}A_{i,2001}Q_i$ est le produit de $N_{j,i}$, $A_{i,2001}$ et de Q_i et $N_{j,i}A_{i,2006}Q_i$ est l'interaction entre $N_{j,i}$, $A_{i,2006}$ et Q_i . Contrairement à la méthode de DD où il n'y avait que les mères et pères ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans qui était sélectionné, on ajoute le groupe des mères et pères ayant des enfants de 13 à 17 ans seulement. De plus, dans la matrice X_{it} , on contrôle pour le nombre d'enfants pour les 0 à 17 ans au lieu de trois groupes d'âges différents qui était utilisé avec la méthode de DD. Dans ce contexte de régression, on doit estimer les paramètres de la méthode de DD ainsi que les paramètres suivants : δ , ρ , ψ , β_3 et β_4 . Le coefficient δ mesure l'impact d'avoir au moins un enfant d'âge j , ρ est un paramètre indiquant l'impact d'avoir au moins un enfant d'âge j au Québec, ψ est un coefficient représentant l'effet d'avoir un enfant d'âge j après l'introduction du programme, β_3 et β_4 représente l'effet du programme sur la variable Y pour les années 2001 et 2006 respectivement. Cette dernière approche permet d'introduire une tendance pour le marché du travail pour les mères et pères n'ayant jamais bénéficié du régime de services de garde pour ainsi capter l'effet réel du programme.

Bien que l'on dispose d'un grand nombre d'observations, l'analyse qui sera faite à partir de ces deux modèles de régression ne peut être appliquée que dans le contexte du Québec et du Canada. On ne pourra pas généraliser les résultats ou les transposer pour d'autre pays. En dépit des limites des modèles économétriques, nous sommes en mesure d'évaluer si la programme de subvention des services de garde a eu les effets escomptés sur l'offre de travail des mères et pères québécois ayant de jeunes enfants.

CHAPITRE IV

ANALYSE DES RÉSULTATS DE RÉGRESSIONS

Afin d'établir les impacts du programme du gouvernement québécois sur le marché du travail, le présent chapitre sera divisé en trois sections : les mères vivant en couples, les mères monoparentales et les pères vivant en couple. Dans chacune des sections, les quatre variables d'offre de travail seront abordées pour avoir un portrait global des effets du programme sur le marché du travail. L'analyse sera effectuée à l'aide des résultats de régressions qui se retrouvent en appendice où chaque ligne des tableaux correspond à une estimation différente selon les spécifications utilisées (les différents sous-échantillons). Ce sont seulement les paramètres d'intérêts qui sont présentés $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$. En ce qui concerne les résultats des sous-échantillons pour chaque niveau de scolarité, la méthode utilisée, présentée dans le chapitre précédent, nous permet seulement de comparer le changement d'offre de travail entre mères du Québec et du RDC de même niveau de scolarité.

4.1 Mères vivant en couple

4.1.1 Taux de participation au marché du travail

Dans le tableau D.1, on remarque en analysant résultats de la DD, que le programme a eu un effet marqué sur le taux de participation pour les mères dont l'enfant le plus jeune est âgé d'un an et plus. En 2001, le programme a eu pour effet d'augmenter le taux de participation de 1,01 points de pourcentage pour les mères dont le plus jeune

enfant est âgé de moins d'un an comparativement à une hausse de plus de 3,5 points de pourcentage pour les autres sous-échantillons (par âge du plus jeune enfant). En 2006, le programme a fait augmenter 3,36 points de pourcentage la participation au marché du travail pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an tandis que l'augmentation a été de plus de 5,5 points de pourcentage pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans et plus. Les résultats obtenus pour les différents niveaux de scolarité indiquent que l'augmentation de la participation au marché du travail est plus grande pour les mères québécoises les plus éduquées lorsqu'on regarde pour chaque sous-échantillon selon le niveau de scolarité. Ces résultats concordent avec ceux des études de Lefebvre et Merrigan (2005a, 2005b, 2007a, 2008) et Baker et al. (2005) mais avec un moins grand impact car l'augmentation obtenue par ces auteurs était de l'ordre de 11 à 13 points de pourcentage et de 7,7 points de pourcentage respectivement pour 2001.

Contrairement aux résultats obtenus par la DD, ceux de la DDD indiquent que le programme n'a pas eu les effets escomptés (voir le tableau D.1). En effet, en 2001, il y a eu une baisse du taux de participation dû au régime de services de garde de l'ordre de 2,01 points de pourcentage. Par contre, il faut noter une hausse de 2,29 points de pourcentage lorsque le plus jeune enfant est âgé de 2 ans, de 1,40 points de pourcentage lorsqu'il est âgé de 4 ans et de 1,81 points de pourcentage lorsqu'il est âgé de 5 ans. Comme pour la DD, la hausse du taux de participation est plus élevée pour les mères les plus éduquées. En 2006, l'effet du programme est négatif lorsque le plus jeune enfant est âgé de 1 an et moins. Les autres résultats ne sont pas significatifs ou l'effet est très faible avec une hausse de moins de 1 point de pourcentage. On peut expliquer en partie la différence de résultats obtenus à l'aide de la DD et ceux de la DDD par le fait que de 2001 à 2006, les mères vivant en couple et ayant des enfants de 13 à 17 ans seulement ont augmenté davantage leur participation au marché du travail que celles avec des enfants de 1 à 5 ans (voir la figure 2.1). Les résultats associés aux niveaux de scolarité indiquent que les mères québécoises plus éduquées ont davantage modifié leur participation au marché du travail à la hausse que celles qui le sont moins lorsqu'on

considère les résultats obtenus en comparant le taux de participation au marché du travail entre les mères vivant en couple du Québec et du RDC détenant le même niveau de scolarité.

4.1.2 Nombre de semaines travaillées

Les résultats de la DD indiquent que les mères québécoises vivant en couple ont davantage augmenté leurs semaines de travail que les mères du RDC avec une augmentation de plus 1 semaine en 2001 pour chacun des sous-échantillons dont une augmentation de 3,743 pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 1 an et de 0,5 semaines travaillées en 2006 pour chacun des sous-échantillons dont une augmentation de 3,739 semaines de travail pour les mères dont le plus jeune enfant du ménage est âgé de 2 ans (voir le tableau D.2). Plus particulièrement, se sont les mères dont le plus jeune enfant du ménage est âgé de 1 et plus qui ont connus de fortes augmentations. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par Lefebvre et Merrigan (2005a, 2005b, 2007a, 2008) soit une hausse de 4,28 semaines et par Baker et al. (2005) soit une augmentation de 3,53. Comme pour les résultats pour le taux d'activité, la hausse des semaines travaillées s'est davantage manifestée pour les mères québécoises très éduquées que celles qui le sont faiblement quand on considère les résultats obtenus en comparant l'offre de travail des mères vivant en couple du Québec et celle pour les mères du RDC détenant le même niveau de scolarité.

Par contre, les résultats de la DDD viennent nuancer les conclusions de la DD (voir le tableau D.2). En effet, en 2001, la hausse des semaines travaillées en moyenne dû au programme de subvention des frais de services de garde a été plus petite avec une hausse de moins d'une semaine pour tous les échantillons par âge du plus jeune enfant du ménage. On peut considérer cette hausse comme étant négligeable. Par contre, les mères dont le plus jeune enfant est âgé d'un an a augmenté de 1,892 son nombre de semaines travaillées. En 2006, l'effet est négatif avec une baisse du nombre de semaines travaillées ce, peu importe l'âge du plus jeune enfant, et plus particulièrement, une baisse de 3,150 pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an et une

baisse de 2,838 pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 1 an. Cette baisse est en partie expliquée par le fait que les mères québécoises avec des enfants âgés de 13 à 17 ans ont davantage augmenté leur nombre de semaines travaillées que celles qui ont des enfants entre 1 et 5 ans (voir la figure 2.2). Les mères les plus éduquées n'ont pas connu de baisse notable comparativement aux mères peu scolarisés lorsqu'elles sont comparées avec les mères du RDC détenant le même niveau de scolarité. En effet, certains sous-échantillons ont connues une hausse de leur nombre de semaines travaillées comme par exemple les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans et détiennent un diplôme pour un métier ou plus. On peut en partie expliquer cet effet négatif sur le nombre de semaines travaillées annuellement par le fait que les mères ayant seulement des enfants de plus de 13 ans ont davantage augmenté leur nombre de semaines que celles ayant des enfants entre 0 et 5 ans (voir la figure 2.2).

4.1.3 Nombre d'heures travaillées

Dans le tableau D.3, les résultats estimés à l'aide du modèle de la DD montrent qu'en 2001, il y a eu une faible hausse du nombre d'heures travaillées lorsque l'enfant est âgé d'un et plus. En effet, la hausse la plus grande est obtenue pour les mères dont l'enfant le plus jeune est âgé de moins de 1 an avec une hausse de 3.728 heures travaillées comparativement à des hausses inférieures à 1 heure pour les autres sous-échantillons par âge du plus jeune enfant. Par contre, en 2006, le portrait est à l'inverse. En fait, en 2006, seules les mères dont l'enfant le plus jeune est âgé de moins de 1 an n'ont pas connu une hausse de plus de 2 du nombre d'heures travaillées. Les mères qui sont très éduquées ont davantage augmenté leur nombre d'heures travaillées que celles qui le sont moins lorsqu'on considère les résultats associés aux niveaux de scolarité.

Les résultats obtenus à l'aide de la DDD indiquent que le programme n'a pas eu d'effet réel sur les mères québécoises vivant en couple et ayant de jeunes enfants, confirmant les résultats obtenus à l'aide de la DD. En 2001, le programme a fait augmenter le nombre d'heures travaillées hebdomadairement de moins de 1 pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé d'un an et plus, ce qui est négligeable. En fait, seules les mères ayant un

enfant de moins de 1 an ont vu leur nombre d'heures augmenté et ce, de 2,519 heures. En 2006, l'effet est négatif avec une baisse du nombre d'heures travaillées pour tous les sous-échantillons par âge du plus jeune enfant dont une baisse marquée de 5,062 heures pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an (voir le tableau D.3). Les résultats associés aux niveaux de scolarité indique.

4.1.4 Revenu de travail

Les résultats obtenus à l'aide de la DD ont révélé qu'en 2001, les mères québécoises vivant en couple et ayant un enfant âgé de 1, 2, et 5 ans ont vu leur revenu de travail augmenté davantage que celui des mères du RDC suite à l'introduction du programme. En fait, l'augmentation s'est principalement manifesté chez les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 1 avec une hausse de 2435,50\$ (voir le tableau D.4). En 2006, seules les mères ayant un enfant âgé de 2 ans et plus ont vu leur revenu de travail augmenter. Le niveau de scolarité semble principalement affecté les mères ayant au moins un enfant de moins de 2 ans. En fait, il ne semble pas y avoir un effet qui se dégage de la scolarité des mères. Plusieurs résultats sont négatifs pour les sous-échantillons dont l'enfant le plus jeune est âgé de 3 ans et plus, ce qui indiquent que les mères du RDC ayant le même niveau de scolarité que celles du Québec ont vu leur revenu de travail davantage augmenté même après l'introduction du programme.

Les résultats obtenus à l'aide de la DDD concordent avec les résultats de la DD pour l'année 2001. Les hausses du revenu de travail sont légèrement plus faible aux résultats obtenus pour la DD en 2001 (voir le tableau D.4). On peut donc considérer que le programme de service de garde a eu un impact positif en 2001 sur le revenu de travail. Par contre, en 2006, les résultats de la DDD indique une baisse significative du revenu de travail pour tous les sous-échantillons (par âge du plus jeune enfant) dont une baisse de 4502,50\$ pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé d'un an. Cet effet négatif, en 2006, est en partie expliqué par le fait que les mères ayant des enfants de 13 à 17 ans seulement ont davantage augmenté leur revenu de travail entre 2001 et 2006 que celles qui ont au moins un enfant âgé entre 1 à 5 ans (voir la figure 2.4). Les mères québécoises

très éduquées ont vu leur revenu de travail diminuer davantage que celles du RDC suite à l'introduction de la politique comparativement à la baisse du revenu de travail pour celles faiblement éduquées.

4.2 Mères monoparentales

4.2.1 Taux de participation au marché du travail

Les résultats obtenus à l'aide de la DD concernant les mères québécoises monoparentales montrent qu'il y a un effet de la politique sur le taux de participation en 2001 (voir le tableau E.1). Plus précisément, on remarque une hausse du taux de participation de 2,66 points de pourcentage pour les mères ayant un enfant âgé de 1 an et de 2,26 points de pourcentage pour les mères ayant un enfant âgé de 2 ans tandis que tous les autres résultats ne sont pas significatifs. En 2006, par contre, il y a une hausse du taux de participation pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 1 an et plus. On remarque, entre autre, une hausse de 4,94 points de pourcentage pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans, une hausse de 5,27 points de pourcentage pour celles dont le plus jeune enfant est âgé de 4 ans. Ces résultats sont similaires avec ceux obtenus dans les études de Han et Waldfogel (2001) et de Bainbridge, Meyers et Waldfogel (2003) où une diminution des coûts des services de garde augmente le taux de participation au marché du travail. Par contre, les résultats de ces études impliquent une plus grande élasticité par rapport au prix. Lorsqu'on considère les résultats associés aux niveaux de scolarité, on remarque qu'il n'y pas de tendance ou d'effets qui se dégagent.

Les résultats de la DDD ne permettent pas de dégager les mêmes conclusions que ceux de la DD (voir le tableau E.1). En effet, en 2001, le taux de participation des mères québécoises monoparentales a diminué pour tous les sous-échantillons par âge du plus jeune enfant. Plus particulièrement, elle est surtout observable pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an avec une baisse de 3,38 points de pourcentage, de 3 ans avec une baisse de 2,04 points de pourcentage et de 4 ans avec une baisse de 3,11 points de pourcentage. En 2006, on remarque également une baisse du taux de

participation qui vient nuancer les résultats obtenus avec la DD. On peut considérer que le programme du gouvernement québécois a eu un effet sur le taux de participation des mères monoparentales mais que la DDD met en doute la validité de cet effet. À noter que les résultats indiquent qu'il y a un impact associé aux niveaux de scolarité, principalement pour les mères détenant un diplôme secondaire ou moins, groupe pour lequel la baisse du taux de participation est la plus marquée. En 2006, celles qui sont fortement éduquées ont haussé leur participation au marché du travail.

4.2.2 Nombre de semaines travaillées

Dans le tableau E.2, les estimations obtenues à l'aide du modèle de DD révèlent que le programme n'a pas eu d'impact significatif sur le nombre de semaines travaillées pour les mères québécoises monoparentales. En 2001, les mères ayant un enfant de moins de 1 an ont diminué leur nombre de semaines travaillées de 1,358 semaine tandis que les mères ayant un enfant de 3 ans ont vu leur nombre baisser de 0,861 et celles ayant un enfant de 5 ans ont diminué de 1,253 leur nombre de semaines travaillées. Les autres résultats pour 2001 ne sont pas significatifs. En 2006, les résultats pour les mères ayant au moins un enfant de 1 an ou de 5 ans ne sont pas significatifs tandis que pour les mères, dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans, ont haussé leur nombre de semaines de 0,955. Les mères, dont le plus jeune enfant est âgé de 3 ans, ont haussé leur nombre de semaines de travail de 1,517 et celles, dont l'enfant le plus jeune est âgé de 4 ans, ont haussé de 2,198 semaines. Contrairement aux résultats sur le taux de participation, les mères peu scolarisés semblent avoir été celles qui ont davantage modifiées leur offre de travail suite à l'introduction du programme. De plus, peu de résultats sont significatifs pour les mères fortement scolarisées.

Contrairement aux résultats obtenus à l'aide de la DD, ceux obtenus par la méthode de la DDD sont tous significatifs (voir le tableau E.2). En 2001, le programme de services de garde a eu un effet négatif sur le nombre de semaines travaillées par les mères québécoises car il y a une diminution de plus d'une semaine pour tous les sous-échantillons (par âge du plus jeune enfant). Par ailleurs, en 2006, la baisse a été encore plus prononcée.. Par

exemple, les mères ayant au moins un enfant de moins d'un an ont baissé de 4,475 leur nombre de semaines travaillées et celles ayant au moins un enfant âgé de 1 an ont diminué de 2,599 leur nombre de semaines travaillées. De plus, on remarque que l'impact du niveau de scolarité est principalement significatif pour les mères peu scolarisés où leur nombre de semaines travaillées a baissé de façon significative.

4.2.3 Nombre d'heures travaillées

Dans le tableau E.3, les résultats obtenus à l'aide de la DD indiquent qu'en 2001, les mères québécoises monoparentales ont diminué leurs heures de travail par semaine. Les mères, dont le plus jeune enfant est âgé de 1 an, ont baissé de 2,602 leurs heures de travail, celles, dont l'enfant le plus jeune est âgé de 3 ans, ont diminué de 1,044 leurs heures de travail et les mères québécoises, dont l'enfant le plus jeune est âgé de 4 ans, ont diminué leurs heures de travail de 1,751. Les autres ont connus des baisses de moins d'une heure par semaine. En 2006, les mères, dont l'enfant le plus jeune est âgé de moins de 1 an, ont baissé de 2,148 leurs heures de travail, celles, dont l'âge du plus jeune enfant est de 2 ans, ont baissé de 1,054 et une hausse négligeable de 0,943 heures pour celles dont le plus jeune enfant est âgé de 3 ans. Les autres résultats ne sont pas significatifs pour 2006. La politique gouvernementale n'a pas affecté leur nombre d'heures travaillées. Les mères peu scolarisés ont davantage diminué leurs heures de travail suite à l'introduction de la politique lorsqu'on regarde les résultats associés à la scolarité (comparaison entre les mères monoparentales du Québec et du RDC détenant le même niveau de scolarité), les résultats pour celles fortement scolarisés étant peu significatifs.

Les résultats obtenus à l'aide de la DDD confirment ceux obtenus à l'aide de la DD que le programme n'a pas eu d'impact réel sur le nombre d'heures de travail hebdomadaires des mères québécoises monoparentales (voir le tableau E.3). En 2001, on remarque qu'il y a eu une baisse du nombre d'heures de travail par semaine pour les mères ayant un enfant de 1 an et plus dont une baisse de 2,503 pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 1 an. En 2006, il y a également une baisse du nombre d'heures de travail

hebdomadaire dont une baisse de 2,091 pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans. Également, en 2006, les mères ayant un enfant de moins de 1 an ont vu leur nombre d'heures de travail baisser de 3,235 tandis que le résultat n'était pas significatif en 2001. On observe encore que les résultats les plus significatifs se trouvent au niveau des mères les moins scolarisés et qu'elles diminuent leurs heures de travail.

4.2.4 Revenu de travail

Les résultats obtenus à l'aide de la DD montrent que se sont seulement les mères dont l'enfant le plus jeune est âgé de 1 an qui ont vu leur revenu de travail augmenter et ce, de l'ordre de 1114.40\$ pour l'année 2001 (voir le tableau E.4). Les autres mères ont vu leur revenu de travail diminuer ou demeurer inchangé, les résultats n'étant pas significatifs. En 2006, seules les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 4 ans ont vu leur revenu de travail augmenter avec une hausse de 1094,60\$ annuellement. Les mères ayant un enfant de 1 an ou moins ont vu, quant à elles, leur revenu de travail diminuer de plus de 1000\$ annuellement. Avec ces résultats, il n'y a pas d'effet ou de tendance claire du niveau de scolarité sur le revenu de travail.

Les résultats obtenus à l'aide de la DDD indiquent que l'introduction du régime de services de garde n'a eu pas d'effet en 2001 sur le revenu de travail des mères monoparentales, le seul effet positif étant obtenu pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé d'un an. Les autres résultats ne sont pas significatifs (voir le tableau E.4). En 2006, les résultats ne sont pas significatifs lorsque l'âge du plus jeune enfant est de 3 ans et plus. Par contre, les mères dont l'âge du plus jeune enfant est de 1 an ou moins voient leur revenu diminuer d'environ 2000\$. Comme pour la méthode de la DD, les résultats ne permettent pas d'observer une tendance entre le niveau de scolarité et le revenu de travail.

4.3 Pères vivant en couple

Dans le tableau F.1, les résultats obtenues par la DD sont peu concluants dans la mesure où le taux de participation des pères vivant en couple n'a jamais augmenté de plus d'un demi point de pourcentage. Le constat est identique lorsqu'on considère les résultats obtenus à l'aide de la DDD. On constate que les pères québécois vivant en couple n'ont pas modifié leur taux de participation au marché du travail de façon significative. Lorsqu'on considère le nombre de semaines travaillées annuellement, on constate que les pères vivant en couple n'ont pas modifié réellement leur offre de travail. Cette conclusion vaut autant pour la méthode DD que la méthode DDD. En ce qui concerne les heures travaillées hebdomadairement, la DD nous indique qu'elles ont diminué très légèrement, soit de moins de 1 heure. Par contre, au niveau de la DDD, les pères vivant en couple dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans ou moins ont diminué leur nombre d'heures de travail de plus de 1 heure par semaine. Concernant le revenu de travail, les résultats obtenus à l'aide de la DD indiquent que les pères québécois gagnent plus de 1500\$ de moins que ceux du reste du Canada en 2001 et en 2006. Par contre, en 2001, les résultats obtenus à l'aide de la DDD est à l'opposé de ceux obtenus à l'aide de la DD avec une hausse de 900\$ et plus. En 2006, les résultats ne sont significatifs que pour les pères dont le plus jeune enfant est âgé de 1 an ou 2 ans et ils ont eu une baisse de leur revenu de plus de 1800\$. Le programme du gouvernement aurait eu un effet positif sur le revenu de travail des pères en couple en 2001 mais pas en 2006.

4.4 Interprétation

Les résultats des estimations obtenus à l'aide de la DD abondent dans le même sens que les travaux antérieurs mais réalisés avec des données d'enquêtes différentes (Lefebvre et Merrigan ; EDTR, ELNEJ/ Baker et *al.*, ELNEJ). En outre, les effets sur les différentes dimensions de l'offre de travail sont moins marqués.

Comment expliquer ces différences et sont-elles crédibles ?

1. Les résultats de Lefebvre et Merrigan (2008), avec l'EDTR, utilisent des données annuelles sur une assez longue période. Leurs statistiques descriptives indiquent avant 1998-1999 des écarts importants entre les mères du Québec avec des enfants âgés de 1 à 5 ans pour l'offre du travail par rapport aux mères du RDC. Ils obtiennent des effets significatifs seulement après 2000-2001 : une fois que tous les enfants soient potentiellement éligibles à la garde à 5\$/7\$, à partir de septembre 2000 ; et que le réseau ajoute un nombre important de places. En fait, il faut attendre les années 1999-2001 pour voir une grande croissance du nombre de places. Leurs effets croissent avec les années. Leurs résultats avec l'ELNEJ ont aussi cette caractéristique ; les mères monoparentales avec au moins un enfant âgé entre 1 et 5 ans travaillent davantage selon les résultats obtenus avec l'ELNEJ ; leurs résultats sont plus marqués dans le temps que ceux de Baker et *al.*, car ils utilisent plus de cycles et calculent des effets par cycle contrairement à Baker et *al.*

3 raisons sont susceptibles d'expliquer ces résultats différents :

- A) le plus grand nombre d'observations
- B) les périodes de référence qui impliquent moins de points de mesure (1991, 1996 contre 2001 et 2006)
- C) la mesure des variables de résultat (taux de participation, nombre de semaines travaillées annuellement, nombre d'heures travaillées hebdomadairement, revenu de travail).

2. Les résultats de Lefebvre et Merrigan (2009), avec l'EDTR, pour les mères avec des enfants âgés entre 6 et 11 ans et aussi par rapport aux mères avec des enfants âgés entre 12 et 17 ans (méthodes DD et DDD) sont aussi marqués (période 1999 à 2004). Cependant, ils écrivent :

« In the final year, 2004, all women with children 6 to 11 had benefited from the policy, although for a different numbers of years. However, for the first three years, 1999 to 2001, the effects of the policy are very small and statistically insignificant. Two reasons

can explain this : (1) A smaller proportion of women, compared to 2002-2004, have benefited from the policy. (2) Less human capital gains from returning or starting work when the child is younger. Therefore, our analysis will focus on the results obtained from specifications where the year-specific effects of the policy for 1999, 2000, and 2001 are constrained to be null (Tables 5 to 7). This constraint substantially lowers the standard errors for the estimated effects for years 2002 to 2004. »¹

3 raisons sont susceptibles d'expliquer ces résultats différents :

A) le plus grand nombre d'observations

B) les périodes de référence qui impliquent moins de points de mesure (1991, 1996 contre 2001 et 2006)

C) la mesure des variables de résultats (taux de participation, nombre de semaines travaillées annuellement, nombre d'heures travaillées hebdomadairement, revenu de travail). Les écarts entre le Québec et le RDC pour les mères avec des enfants âgés entre 6 et 11 ans sont importants en début de période et montrent un rattrapage important ; pour celles avec des enfants âgés entre 12 et 17 ans, les indicateurs de travail sont plus faibles que nos indicateurs. Cependant, s'il y a un « biais » dans nos indicateurs, ceux-ci devraient être les mêmes que pour les mères avec des enfants âgés entre 1 et 5 ans.

1. Lefebvre et Merrigan, 2009

CONCLUSION

Ce mémoire cherchait à vérifier si le programme de services de garde subventionnés par le gouvernement québécois satisfaisait un des objectifs principaux : l'amélioration de la situation financière des familles québécoises ayant de jeunes enfants. Plus précisément, ce mémoire visait à confirmer les résultats d'études antérieures pour les mères vivant en couple ainsi qu'évaluer l'impact sur l'offre de travail des mères monoparentales et des pères vivant en couple.

Dans le premier chapitre, on a vu que certaines études (Lefebvre et Merrigan, 2005a, 2005b, 2007a et 2007b, 2008, 2009 ; Baker et al., 2005) ont estimé l'impact de ce programme sur l'offre de travail des mères en couple ayant de jeunes enfants. À l'aide de la méthode de différence en différences, en comparant l'offre de travail des mères québécoises en couple et celle des mères du RDC avant et après la mise en place du programme, ils ont estimé que le programme avait causé une augmentation de plus de 7 points de pourcentage du taux de participation et une augmentation de plus de 3 semaines de travail par année.

Contrairement aux études antérieures (Lefebvre et Merrigan, 2005a, 2005b, 2007a et 2007b, 2008, 2009 ; Baker et al., 2005) qui utilisaient des données d'enquêtes telles que l'EDTR ou l'ELNEJ, la présente étude s'appuie sur les recensements de la population effectués par Statistique Canada de 1991 à 2006. Cette base de données a l'avantage de contenir un très grand nombre d'observations permettant d'évaluer précisément l'impact sur les mères monoparentales et pour différents niveaux de scolarité. Par contre, le nombre de variables contrôle est plus limité. Utilisée dans les études précédentes (Lefebvre et Merrigan, 2005a, 2005b, 2007a, 2008 ; Baker et al., 2005), la méthode de différence en différences était la plus appropriée pour estimer les effets du programme. Les mères québécoises ayant des enfants de 0 à 5 sont considérées comme le groupe

traitement et celles du RDC comme le groupe contrôle. L'offre de travail a été évaluée à l'aide de quatre variables : taux de participation au marché du travail, le nombre de semaines travaillées annuellement, le nombre d'heures travaillées pour la semaine de référence et le revenu de travail. Les variables de contrôle utilisées sont les variables socio-économiques suivantes : l'âge, la fratrie, l'incapacité à travailler, la citoyenneté, le niveau de scolarité. On estime l'impact du programme selon l'âge du plus jeune enfant ainsi que le niveau de scolarité. Par la suite, on refait l'exercice en utilisant la méthode de différence en différences en différences obtenue par l'addition d'un autre groupe de comparaison soit les mères et pères québécois et du RDC ayant des enfants entre 13 et 17 ans seulement. L'utilisation de ce groupe à des fins de contrôle vient du fait qu'il n'a jamais été éligible au programme de services de garde. Toutefois, il faut considérer que ce groupe de comparaison n'est pas idéal dans la mesure qu'il y a de nombreuses différences entre les mères et pères ayant de jeunes enfants et les mères et pères ayant des enfants entre 13 et 17 ans. On peut mentionner le fait que les parents d'enfants de 13 à 17 ans sont généralement plus âgés et donc plus susceptibles d'avoir davantage d'années d'expériences sur le marché du travail et donc d'être en meilleure position pour obtenir des salaires élevés. Il faut également préciser que les résultats de cette étude ne peuvent s'appliquer que dans les contextes canadien et québécois.

L'analyse des résultats de la régression nous apprend que ce sont principalement les mères en couple qui ont modifié leur offre de travail suite à l'introduction du régime de service de garde au coût de 5\$ par jour. Premièrement, les résultats des régressions obtenus à l'aide de la DD pour les mères en couple du Québec, dont le plus jeune enfant est âgé entre 1 et 5 ans, nous indiquent qu'il y a eu une hausse de leur taux de participation de l'ordre de plus de 3,5 points de pourcentage en 2001. En 2006, les mères vivant en couple et dont le plus jeune enfant est âgé de 2 ans et plus ont augmenté de plus de 5,5 points de pourcentage le taux de participation au marché du travail. Bien qu'étant de moindre ampleur, ces résultats concordent avec ceux des études de Lefebvre et Merrigan (2005a, 2005b, 2007a, 2008) et Baker et al. (2005). Par contre, les résultats obtenus avec la méthode DDD laissent planer un doute sur les résultats précédents. Les

conclusions sont les mêmes pour les semaines travaillées avec une augmentation de plus 1 semaine en 2001 pour chacun des sous-échantillons (selon l'âge du plus jeune enfant) et de 0,5 semaines en 2006 pour chacun des sous-échantillons. Encore-là, les résultats obtenus à l'aide de la méthode de DDD font douter de la validité des résultats obtenus à l'aide de la DD. En ce qui concerne les heures travaillées, on observe que la hausse a été négligeable. Ces résultats valent autant pour la méthode DD que pour la méthode DDD. Le programme ne semble pas avoir eu d'effet notable sur le revenu de travail et cela est confirmé autant par les résultats de la DD que par ceux de la DDD. Enfin, les résultats associés aux niveaux de scolarité (comparaison entre les mères du Québec et les mères du RDC détenant le même niveau de scolarité) montrent que les mères plus éduquées ont modifié davantage leur offre de travail à la hausse.

En ce qui concerne les mères monoparentales, les résultats obtenus à l'aide de la DD pour le taux de participation au marché du travail indiquent que le programme a eu un effet seulement pour les mères dont l'enfant le plus jeune est âgé de 1 ou 2 ans en 2001 avec une hausse de plus de 2 points de pourcentage. En 2006, il y a eu une hausse du taux de participation au marché du travail pour les mères dont l'enfant le plus jeune est âgé de 1 an et plus. Par contre, les résultats obtenus à l'aide de la DDD vont dans le sens contraire de ceux obtenus à l'aide de la DD. Concernant les semaines travaillées, les résultats obtenus à l'aide de la DD et de la DDD montrent que les services de garde à faible coût n'ont pas modifié l'offre de travail des mères monoparentales. On retrouve le même constat pour les heures travaillées avec aucun impact notable tant pour la méthode de DD que la méthode de DDD. Pour le revenu de travail, encore là, aucun effet n'est perceptible autant pour la méthode de la DD que de la méthode de DDD. Ces résultats ne concordent pas avec ceux des études antérieures (Han et Waldfogel, 2001 ; Kimmel, 1992 ; Bainbridge, Meyers et Waldfogel, 2003) qui ont estimé que les mères monoparentales modifiaient davantage leur offre de travail que les mères en couple suite à une modification du coût des services de garde. Une raison possible pouvant expliquer le fait que les mères monoparentales québécoises n'aient pas modifié leur offre de travail est qu'elles sont moins éduquées en moyenne que les mères en couple (voir le tableau

2.1). Elles ont donc plus de difficultés à se trouver un emploi et, qui plus est, un emploi offrant beaucoup d'heures. Les mères monoparentales n'ont pas pu bénéficier du régime de services de garde autant que les mères en couple pour améliorer la situation financière de leur famille.

Finalement, les résultats de régression portant sur l'offre de travail des pères en couple québécois indiquent qu'il n'y a pas eu de changement notable suite à l'introduction du programme de services de garde. Les pères en couple n'ont donc pas diminué leur offre de travail bien que les mères en couple aient augmenté la leur.

On peut donc considérer avec cette étude que le programme n'atteint pas un de ses objectifs principaux – l'amélioration de la situation financière de tous les familles québécoises ayant de jeunes enfants – et qu'il y aurait des modifications à apporter pour redresser la situation, entre autre, pour les mères monoparentales. Il y a deux conclusion que l'on peut tirer avec les résultats obtenus dans ce mémoire.

Premièrement, l'évaluation des effets sur l'offre de travail d'une politique de garde qui réduit ou maintien très bas les tarifs, mérite d'être poursuivie. Notre évaluation, aux delà de faiblesses potentielles, suggère que les effets sur la période 2000-2006 sont moins importants que les effets estimés dans les travaux antérieurs. Les données provenant d'autres enquêtes (EDTR, EPA, ELNEJ) qui porteraient sur la période 2005-2008 permettraient sans doute de confirmer ou d'infirmer nos résultats. Cependant, le caractère « d'expérience naturelle » de la politique québécoise commence à devenir plus fragile. Une étude suédoise récente (Lundin, Mörk et Öckert ; 2007) qui a examiné une baisse des tarifs conclut qu'elle n'a pas eu d'effets sur l'offre de travail. La raison étant que les tarifs étaient déjà relativement « modestes » (mais plus élevés qu'au Québec ; en Suède, les tarifs sont fonction du revenu familial mais plafonnés). D'autres approches méthodologiques permettraient aussi d'examiner les effets d'une politique publique des services de garde.

Deuxièmement, nos résultats forcent à se questionner sur les bénéfices de cette politique par rapport à son coût. La politique québécoise est devenue une telle « icône » que le

gouvernement n'ose pas y toucher. Le dernier budget, qui prévoit revoir les dépenses de programme ainsi que les tarifs, ignore les services de garde. Or, le dernier budget de dépenses prévoit pour les services de garde une dépense de 2 milliards de dollars. En supposant que le nombre de places de 210 000 en mars 2010 augmente de 10 000 autres places durant l'année financière du gouvernement, cela implique une subvention moyenne d'un peu plus de 9 000\$ par place de garde subventionnée. Les données canadiennes sur le coût payé par les familles pour les services de garde dans les autres provinces pour les 1-4 ans est beaucoup plus élevée. Néanmoins, les mères des enfants de ces âges travaillent tout autant en moyenne que les mères québécoises (Lefebvre et Merrigan, 2010). Le ministère des Finances du Québec, dans un budget précédent (qui a introduit une bonification importante des crédits remboursables pour les frais de garde), indique que pour toutes les familles ayant un revenu familial de 100 000\$ ou moins, les frais de garde en services subventionnés, reviennent après impôts (fédéral et provincial) à moins de 3\$/jour. Il n'est donc pas étonnant que les enfants d'âge préscolaire au Québec entrent très jeunes en services de garde et sont gardés en moyenne beaucoup plus d'heures que les enfants du RDC. Et, que les parents trouvent qu'il est difficile de trouver une place. Cependant, on peut penser qu'une partie de ces ressources publiques pourraient être consacrées à réduire les écarts de développement des jeunes enfants qui sont observés entre les groupes socioéconomiques. Et, que les familles pourraient contribuer dans une plus grande proportion au coût d'une place.

Il est donc important de remettre en contexte cette étude avec celles antérieures et de nuancer les résultats obtenus dans ce mémoire. Un programme aussi dispendieux doit faire l'objet de plusieurs études avant de connaître les impacts réels que cet initiative du gouvernement québécois a eu sur l'offre de travail des mères avec de jeunes enfants.

APPENDICE A

PRINCIPALES DISPOSITIONS CONCERNANT LES SERVICES DE GARDE ET L'ÉDUCATION PRÉSCOLAIRE AU CANADA

Tableau A.1 Les principales dispositions concernant les services de garde et l'éducation préscolaire au Québec (Tiré de Lefebvre et Merrigan, 2005a)

Québec
<p align="center">Services de garde</p> <p>⇒ <u>Le 1er septembre 1997</u>, les milieux de garde reconnus par le ministère (garderies à but non lucratif et par la suite garderies privées et garderies en milieu familial) ont commencé à offrir des places à 5\$/jour aux enfants qui avaient atteint l'âge de <u>4 ans</u> au 30 septembre.</p> <p>⇒ <u>Le 1er septembre 1998</u>, admissibilité des <u>3 ans</u> (âge atteint au 30 sept.).</p> <p>⇒ <u>Le 1er septembre 1999</u>, admissibilité des <u>2 ans</u> (âge atteint au 30 sept.).</p> <p>⇒ <u>Le 1er septembre 2000</u>, admissibilité des <u>1 an et des moins de 1 an</u>, (tous les enfants de moins de 5 ans et les enfants de 5 ans non admissibles à la maternelle).</p> <p align="center">Maternelle</p> <p>⇒ Pour les enfants de 5 ans (âge atteint au 30 septembre), la maternelle à plein temps (plutôt qu'à mi-temps) est offerte pour toutes les Commissions scolaires depuis septembre 1997. La fréquentation est optionnelle, mais si l'enfant fréquente la maternelle il doit être présent à temps plein.</p> <p>⇒ Dans quelques centres urbains, les Commissions scolaires offrent une prématernelle 4 ans à demi temps qui visent les enfants handicapés ou dont le(s) parent(s) est (sont) bénéficiaire(s) de l'aide sociale.</p> <p align="center">Garde avant/après l'école (5 ans et plus)</p> <p>⇒ À partir de septembre 1998, le ministère de l'éducation subventionne les services de garde avant et après l'école (en milieu scolaire pour les enfants de 5 à 12 ans). Les Commissions scolaires doivent offrir ces services en contrepartie d'une contribution de 5\$/jour lorsque la demande et le nombre d'élèves le justifient.</p>

Tableau A.2 Les principales dispositions concernant les services de garde et l'éducation préscolaire dans le Reste du Canada (Tiré de Lefebvre et Merrigan, 2005a)

Autres provinces
<p data-bbox="687 558 935 590" style="text-align: center;">Services de garde</p> <p data-bbox="296 611 1318 751">⇒ Toutes les provinces ont un programme de subventions aux services de garde : celles-ci tiennent compte du revenu familial (la subvention est versée aux familles à revenu très modeste).</p> <p data-bbox="296 772 1318 968">⇒ Plusieurs provinces (CB, AL, MAN, ON, NB, IPE, TNL) ont un programme supplémentaire (du type « Enhanced Child Care Subsidy » ou « Employment Support ») afin de réduire le coût des services de garde pour les familles qui ont des revenus de travail faibles et rendre le « travail » plus « payant ».</p> <p data-bbox="735 989 887 1020" style="text-align: center;">Maternelle</p> <p data-bbox="296 1041 1318 1182">⇒ En Ontario la plupart des Commissions scolaires offre la pré-maternelle (« junior kindergarten »), à demi-temps (2h30 par jour), aux enfants de 4 ans et la plupart des enfants fréquente cette pré-maternelle publique qui est optionnelle.</p> <p data-bbox="296 1203 1318 1556">⇒ Toutes les provinces autre que le Québec, les Commissions scolaires offrent une maternelle publique à demi-temps (2h30 par jour), sauf au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse où la maternelle est plutôt à temps plein (en Ontario, les commissions scolaires francophones offrent la maternelle à temps plein). La fréquentation de la maternelle est obligatoire en Colombie-Britannique, au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse. L'âge requis est de 5 ans (le mois d'anniversaire varie d'une province à l'autre).</p> <p data-bbox="520 1577 1102 1608" style="text-align: center;">Garde avant/après l'école (5 ans et plus)</p> <p data-bbox="296 1629 1318 1770">⇒ Quelques Commissions scolaires offrent des services de garde à l'école mais il n'y a pas d'initiatives généralisées de la part des ministères de l'Éducation provinciaux pour amener les écoles à offrir des services de garde aux élèves.</p>

APPENDICE B

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES MÈRES EN COUPLE ET DES MÈRES MONOPARENTALES DONT LE PLUS JEUNE ENFANT EST ÂGÉ ENTRE 0 ET 5 ANS

Tableau B.1 Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de moins d'un an

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nb d'observations	Québec	72 235	64 380	54 170	60 200
	RDC	205 685	199 100	177 620	182 975
Taux d'activité	Québec	74,6%	71,2%	76,2%	79,8%
	RDC	77,3%	75,4%	78,3%	80,0%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	28,5	26,6	29,6	29,9
	RDC	30	29	31	30,6
Nb d'heures* (moyenne)	Québec	9,5	10,7	10,8	5,4
	RDC	10,6	11,6	10,9	5,9

suite à la page suivante

suite de la page précédente

		1991	1996	2001	2006
Mères monoparentales					
Nb d'observations	Québec	5 510	6 155	5 310	4 400
	RDC	17 245	19 210	17 940	18 975
Taux d'activité	Québec	48,1%	40,5%	54,2%	55,0%
	RDC	60,0%	52,1%	66,0%	69,5%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	15,8	12,6	18,3	18,9
	RDC	19,3	16,7	23,2	25,3
Nb d'heures* (moyenne)	Québec	5,7	5,6	7,9	5,8
	RDC	7,6	7,2	10,5	8,1

* : Semaine de référence du recensement

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau B.2 Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 1 an

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nb d'observations	Québec	64 140	61 950	52 425	54 055
	RDC	190 560	185 410	173 305	172 750

suite à la page suivante

suite de la page précédente		1991	1996	2001	2006
Taux d'activité	Québec	65,7%	65,7%	71,1%	68,5%
	RDC	70,0%	70,2%	72,0%	68,5%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	24,8	24,2	27,3	25,3
	RDC	25,7	25,8	27,1	23
Nb d'heures*	Québec	17,5	18,7	21,2	22,4
(Moyenne)	RDC	17,9	19,4	20,2	21,1
Mères monoparentales					
Nb d'observations	Québec	6 805	7 485	6 390	5 425
	RDC	19 950	23 065	21 825	20 800
Taux d'activité	Québec	38,9%	32,5%	48,1%	51,2%
	RDC	50,7%	46,7%	60,0%	58,8%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	13,8	11	16,9	18,2
	RDC	16,8	15,4	21,8	20
Nb d'heures*	Québec	9,7	8,7	12,3	16,5
(moyenne)	RDC	11,4	11,7	17,2	18,1

* : Semaine de référence du recensement

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau B.3 Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 2 ans

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nb d'observations	Québec	47 095	51 160	42 250	42 840
	RDC	150 540	155 280	142 880	142 710
Taux d'activité	Québec	67,1%	68,9%	73,8%	78,8%
	RDC	71,4%	72,2%	74,4%	74,8%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	28,7	30,2	33,4	36
	RDC	30,1	31,3	33,1	33,1
Nb d'heures* (moyenne)	Québec	18,1	19,9	22,2	24,1
	RDC	18,9	20,3	21,6	22,5
Mères monoparentales					
Nb d'observations	Québec	6 195	8 305	7 010	6 490
	RDC	19 985	25 300	23 330	21 975
Taux d'activité	Québec	46,3%	41,4%	56,3%	63,0%
	RDC	58,5%	52,6%	65,8%	69,2%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	18,1	16,0	23,3	25,8
	RDC	22,0	19,9	26,4	28,7

suite à la page suivante

suite de la page précédente

		1991	1996	2001	2006
Nb d'heures*	Québec	12,3	11,0	15,9	17,0
(moyenne)	RDC	14,4	13,9	18,6	20,6

* : Semaine de référence du recensement

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau B.4 Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 3 ans

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nb d'observations	Québec	38 335	45 225	38 010	35 300
	RDC	121 470	131 910	124 055	117 870
Taux d'activité	Québec	68,0%	68,7%	74,6%	80,0%
	RDC	73,1%	73,1%	76,5%	76,1%
Nb de semaines par année	Québec	29,7	30,3	33,8	37,1
(moyenne)	RDC	31,1	31,9	34,4	34,6
Nb d'heures*	Québec	18,9	20,0	22,6	24,9
(Moyenne)	RDC	19,6	20,7	22,3	23,1

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>		1991	1996	2001	2006
Mères monoparentales					
Nb d'observations	Québec	6 455	8 520	8 275	7 035
	RDC	18 485	25 450	23 005	21 750
Taux d'activité	Québec	54,2%	45,5%	63,5%	68,2%
	RDC	64,1%	55,6%	70,9%	74,9%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	22,6	18,5	26,3	29,9
	RDC	25,3	22,0	28,9	31,8
Nb d'heures* (moyenne)	Québec	14,7	12,2	18,0	20,9
	RDC	16,2	15,6	20,3	23

* : Semaine de référence du recensement

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau B.5 Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 4 ans

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nb d'observations	Québec	35 140	40 715	35 875	30 880
	RDC	109 725	118 850	112 185	107 435

suite à la page suivante

suite de la page précédente

		1991	1996	2001	2006
Taux d'activité	Québec	68,1%	69,8%	76,4%	79,5%
	RDC	74,4%	74,2%	77,2%	78,5%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	29,9	31,0	34,9	36,7
	RDC	31,8	32,5	34,8	35,6
Nb d'heures* (Moyenne)	Québec	18,6	20,6	23,5	25,0
	RDC	20,0	21,2	22,9	23,8
Mères monoparentales					
Nb d'observations	Québec	6 115	8 585	8 200	7 475
	RDC	18 575	25 465	23 525	21 335
Taux d'activité	Québec	56,3%	51,2%	66,5%	73,4%
	RDC	66,1%	60,2%	74,1%	78,5%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	23,7	20,9	29,0	32,5
	RDC	27,0	24,1	31,3	34,6
Nb d'heures* (moyenne)	Québec	16,2	14,3	19,7	22,1
	RDC	17,3	16,7	22,0	24,9

* : Semaine de référence du recensement

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau B.6 Statistiques descriptives pour les mères ayant un enfant de 5 ans

		1991	1996	2001	2006
Mères en couple					
Nb d'observations	Québec	33 890	35 840	33 575	27 975
	RDC	100 770	107 820	107 010	95 580
Taux d'activité	Québec	68,7%	68,5%	77,2%	79,8%
	RDC	75,9%	74,3%	78,6%	79,0%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	30,1	30,3	35,4	36,6
	RDC	32,6	32,4	35,4	35,7
Nb d'heures*	Québec	19,4	20,0	23,9	24,9
(Moyenne)	RDC	20,7	21,5	23,6	23,8
Mères monoparentales					
Nb d'observations	Québec	6 260	8 650	8 535	7 480
	RDC	17 820	23 570	23 740	21 475
Taux d'activité	Québec	58,8%	54,2%	70,5%	74,4%
	RDC	69,2%	62,3%	77,0%	79,8%
Nb de semaines par année (moyenne)	Québec	25,2	22,9	30,5	32,3
	RDC	28,4	24,9	33,3	35,0

suite à la page suivante

suite de la page précédente

		1991	1996	2001	2006
Nombre d'heures*	Québec	16,7	15,9	21,8	22,5
(moyenne)	RDC	18,7	17,9	23,8	25,1

* : Semaine de référence du recensement

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

APPENDICE C

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES D'OFFRE DE TRAVAIL POUR LES MÈRES AYANT AU MOINS UN ENFANT ENTRE 1 ET 5 ANS

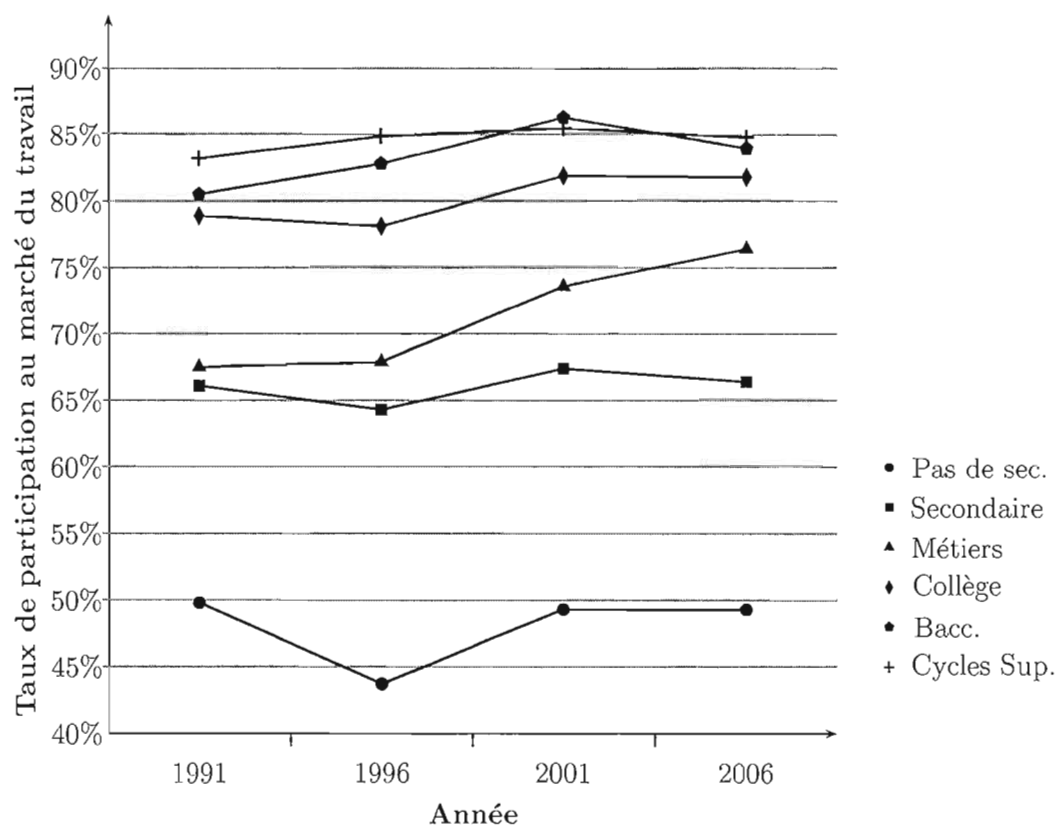


Figure C.1 Taux de participation au marché du travail pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec pour chaque niveau d'éducation

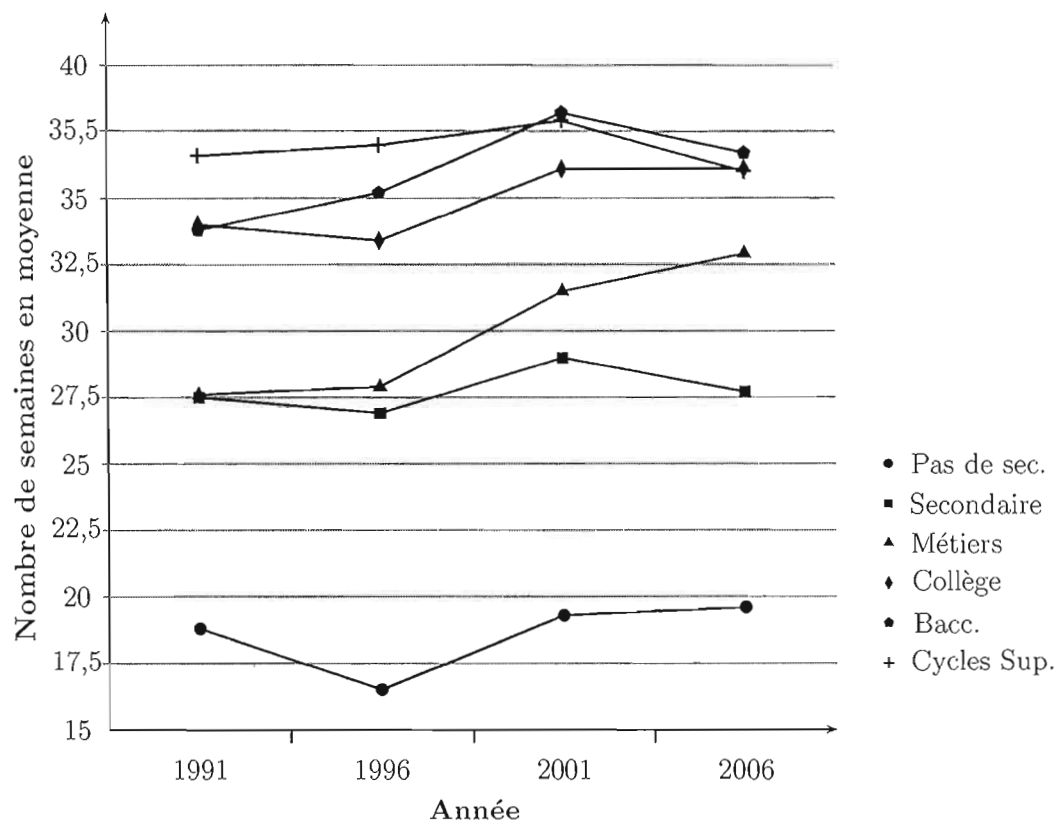


Figure C.2 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédant le recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

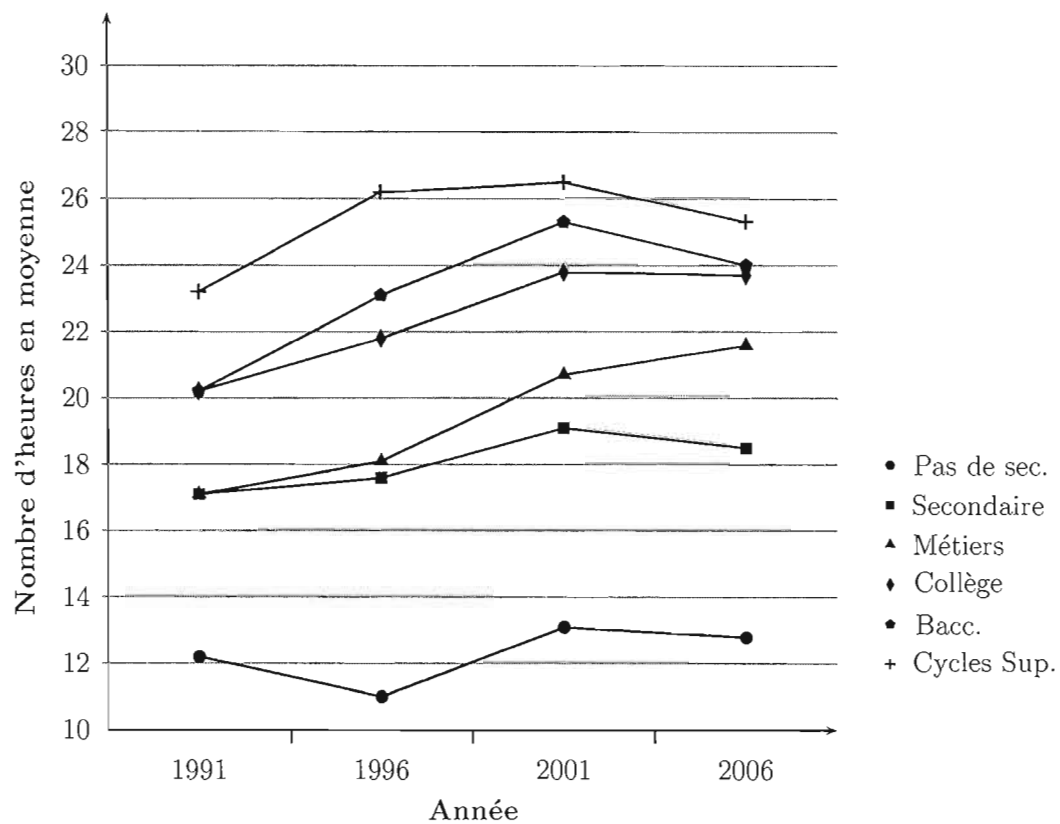


Figure C.3 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

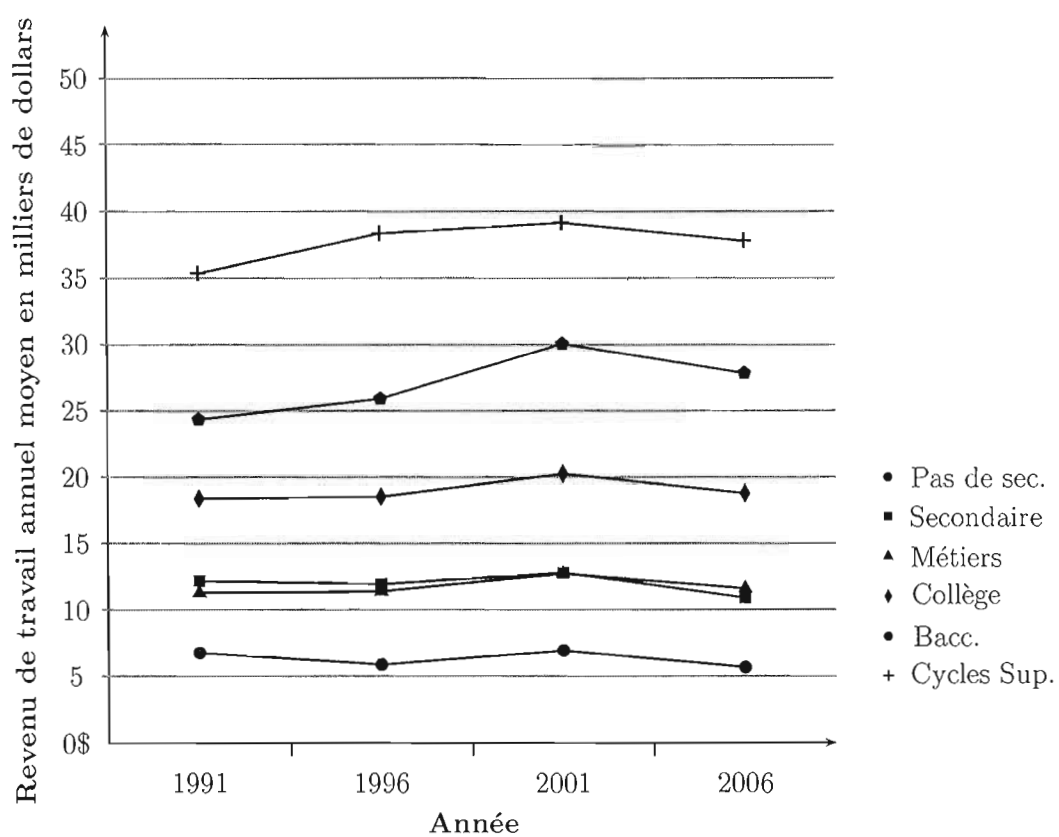


Figure C.4 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

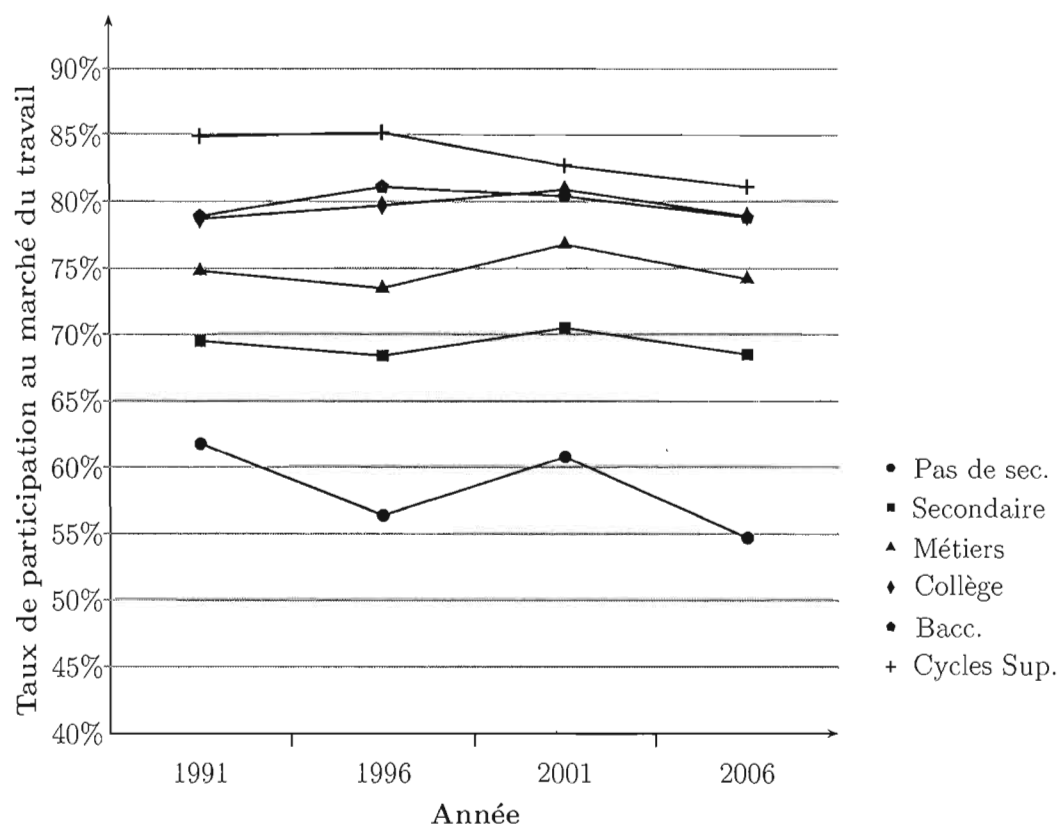


Figure C.5 Taux de participation au marché du travail des mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

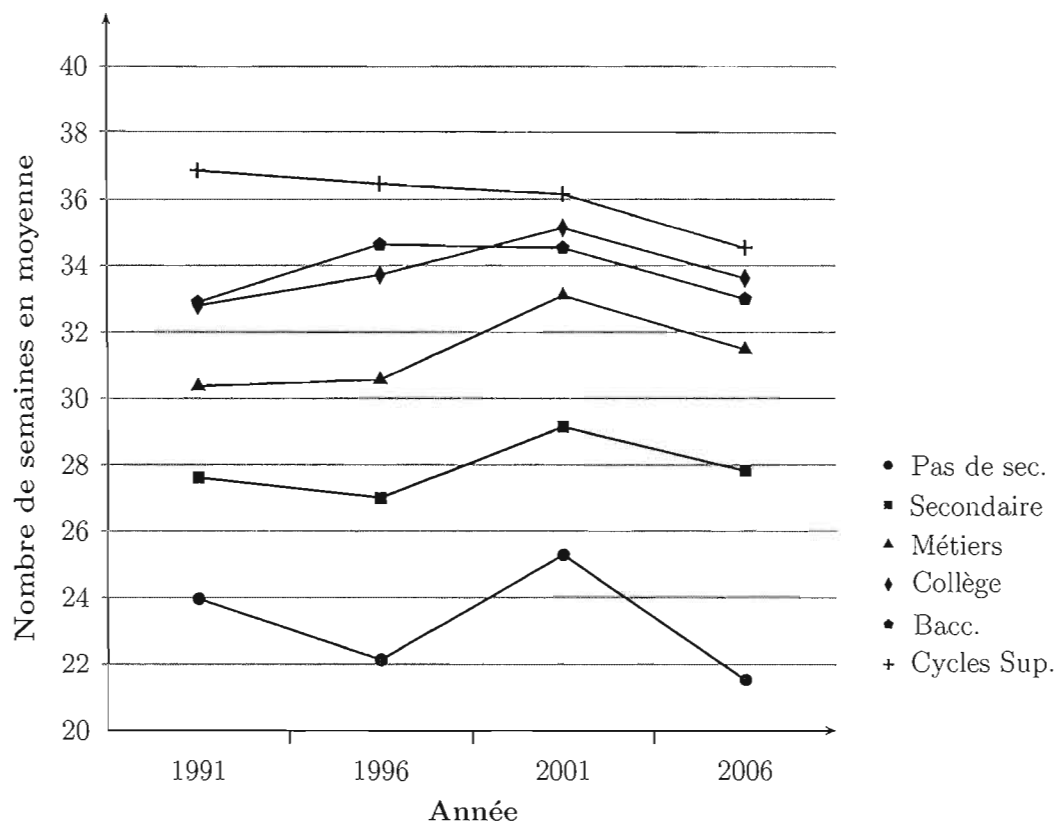


Figure C.6 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédant le recensement pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

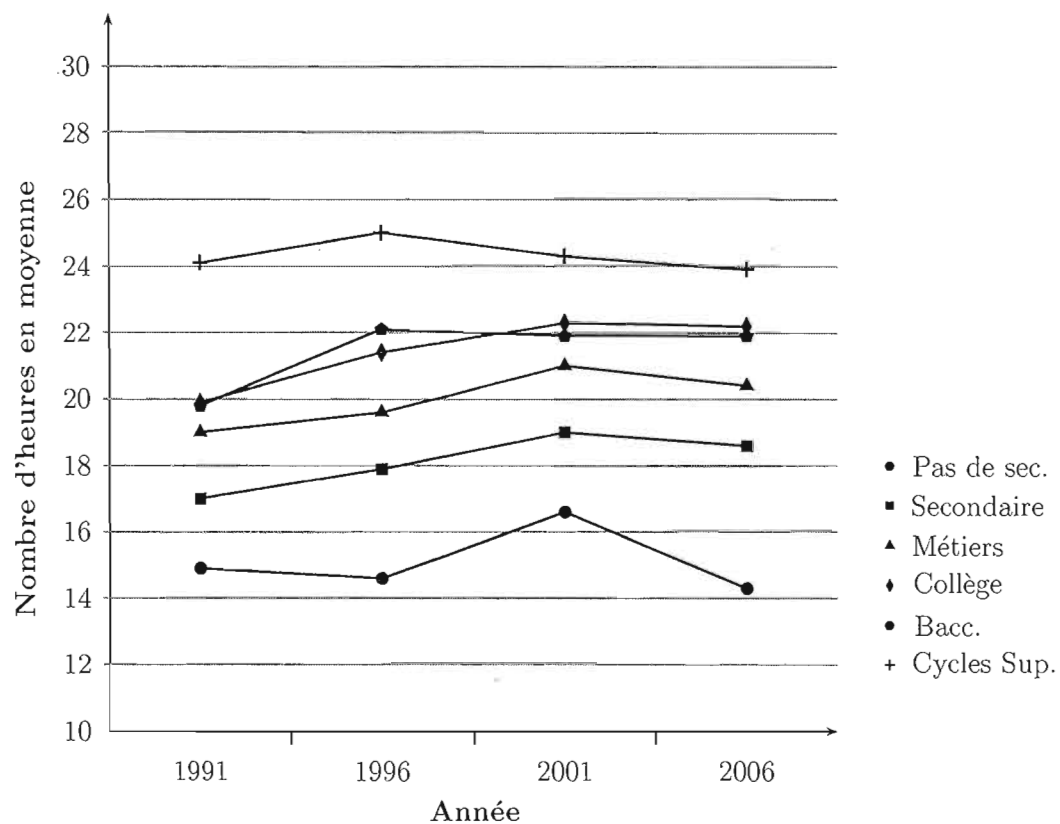


Figure C.7 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

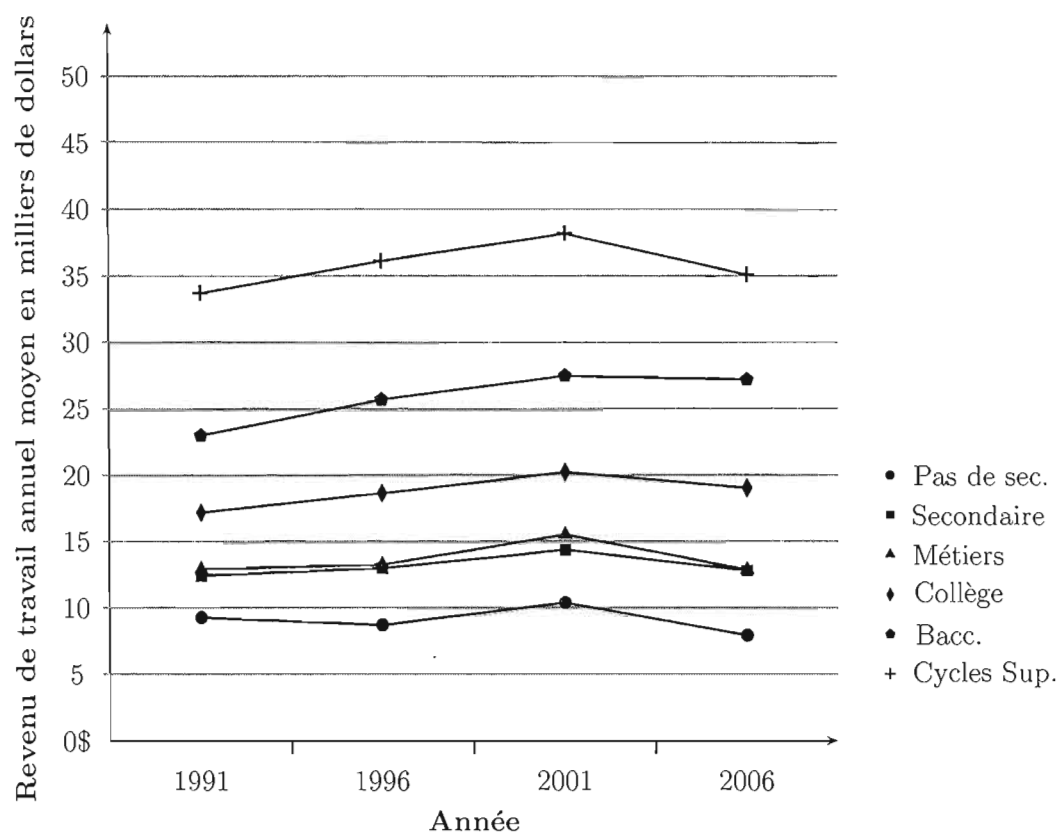


Figure C.8 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères en couple ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

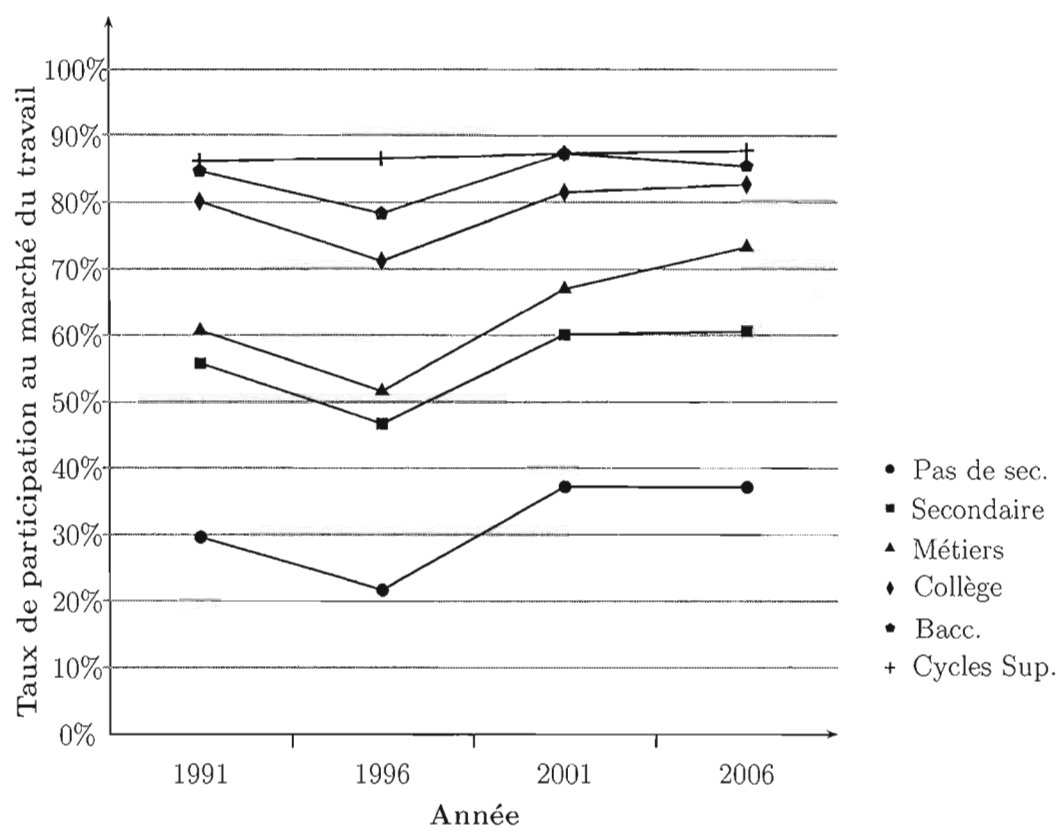


Figure C.9 Taux de participation au marché du travail pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

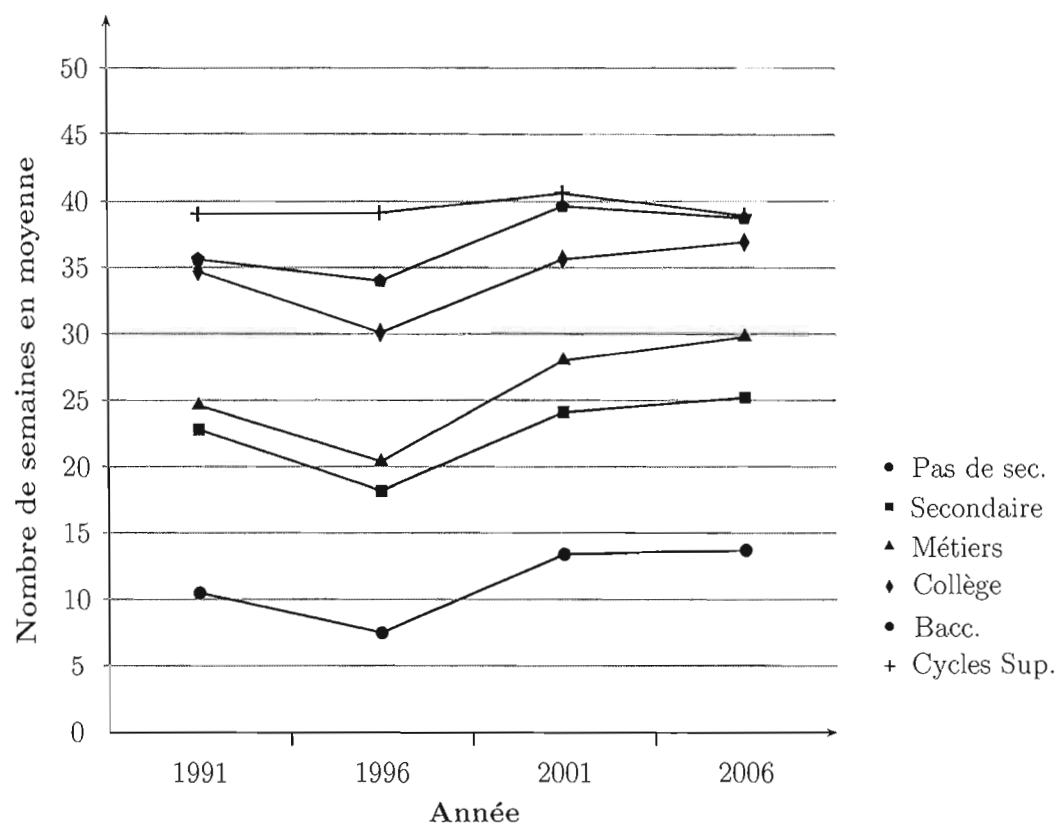


Figure C.10 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédant le recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

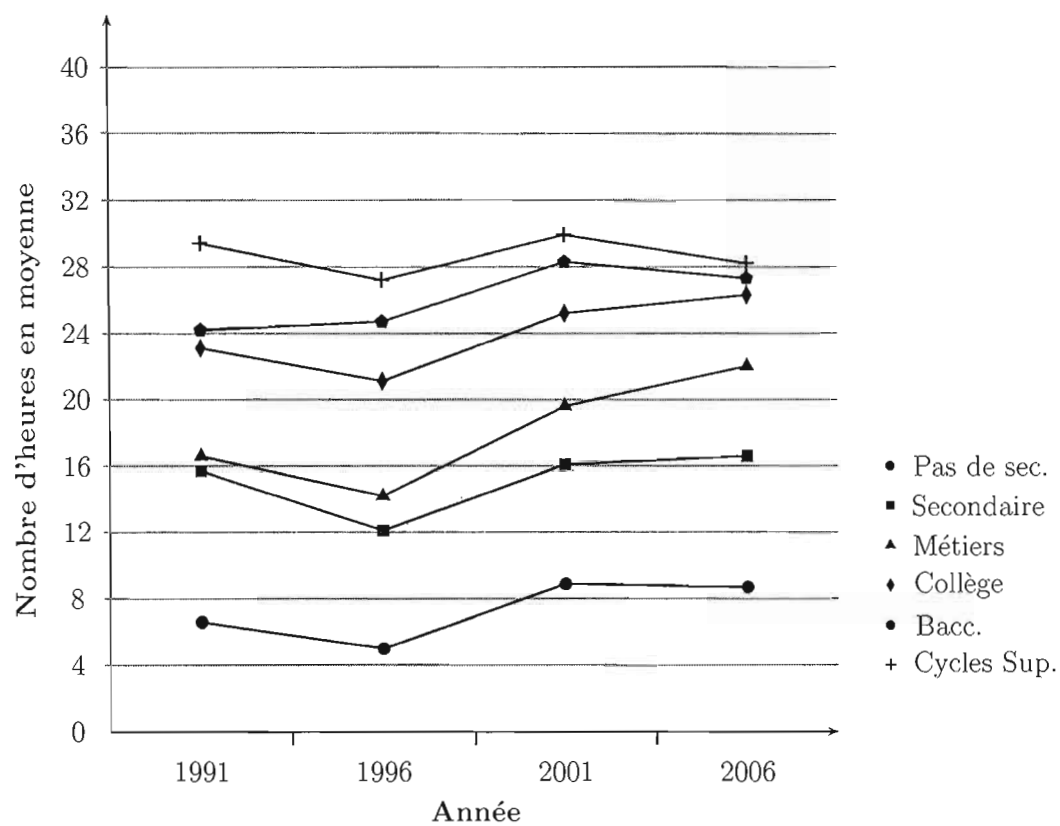


Figure C.11 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

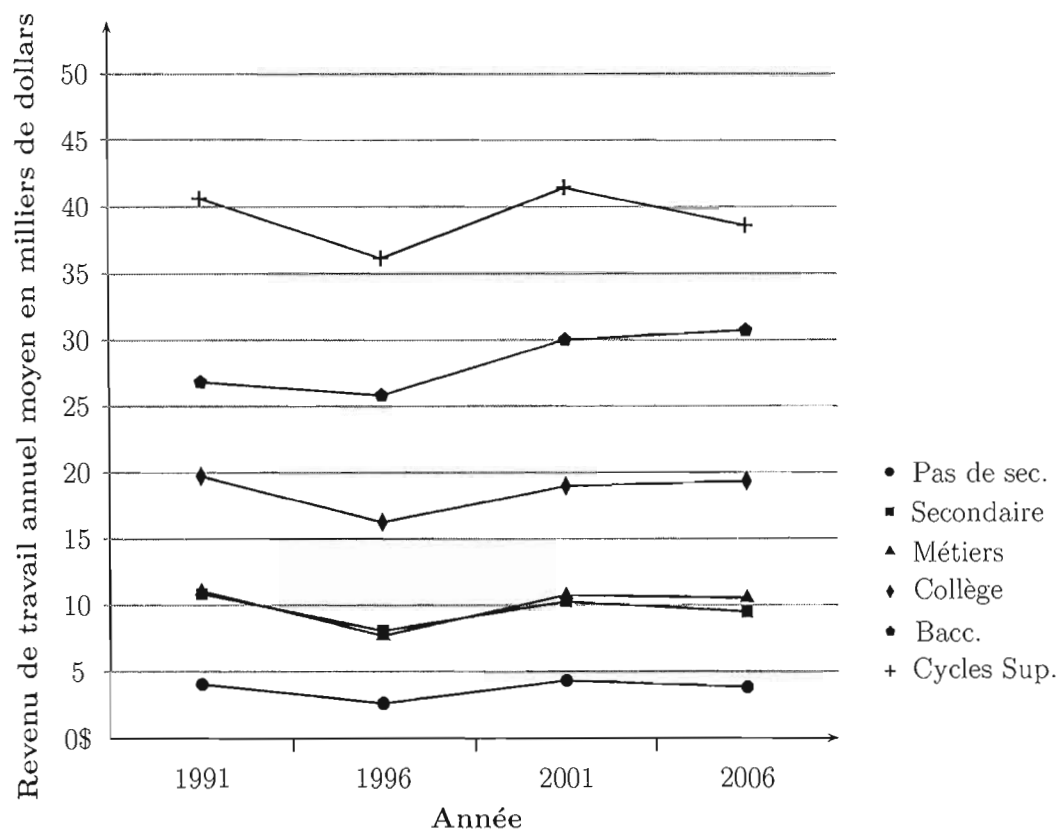


Figure C.12 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le Québec par niveau d'éducation

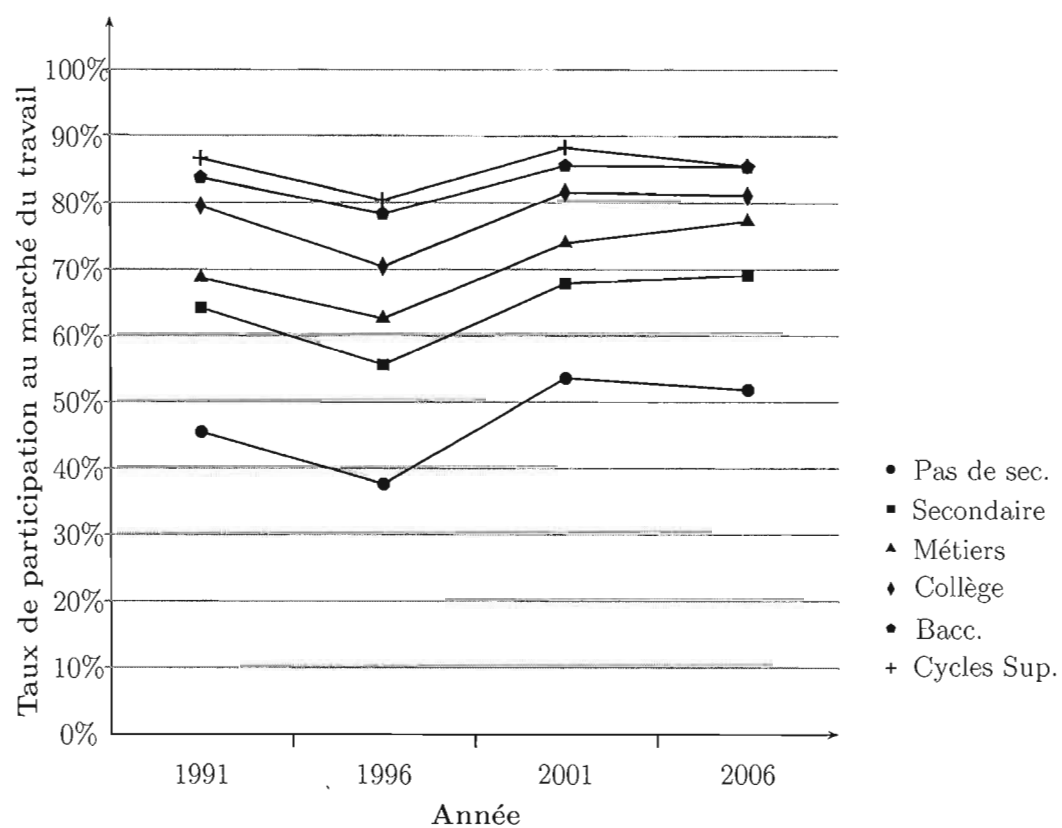


Figure C.13 Taux de participation au marché du travail des mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

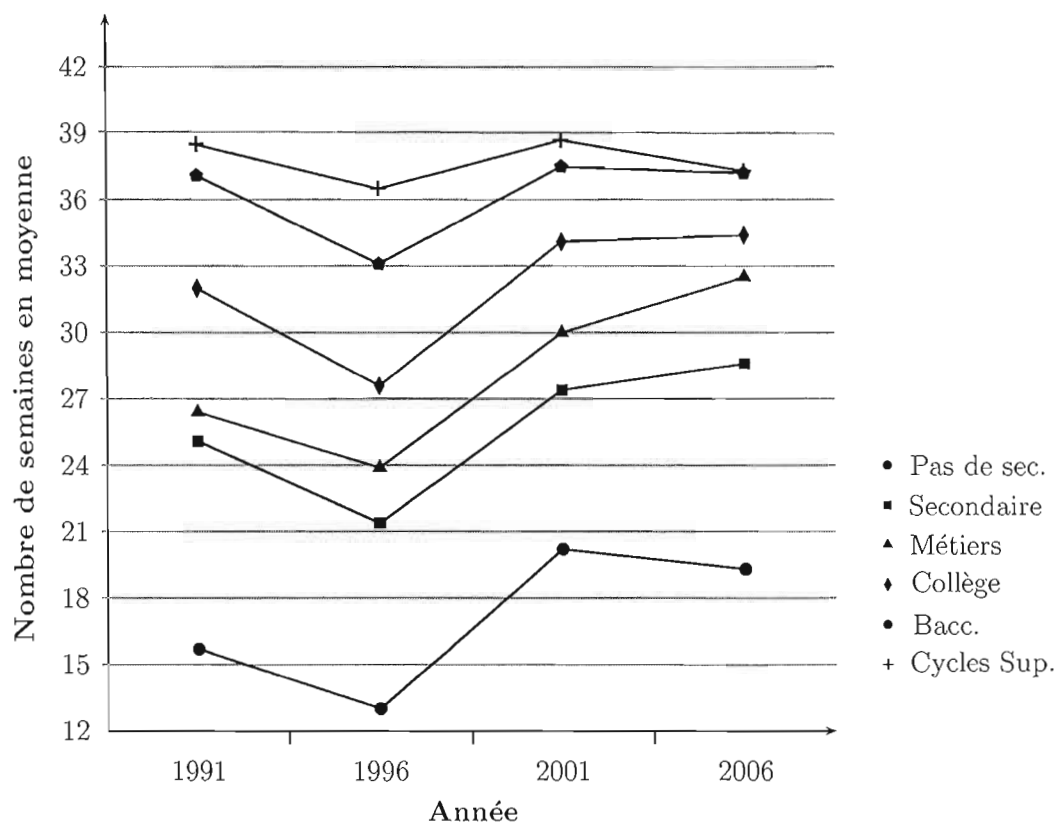


Figure C.14 Nombre de semaines travaillées en moyenne durant l'année précédant le recensement pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

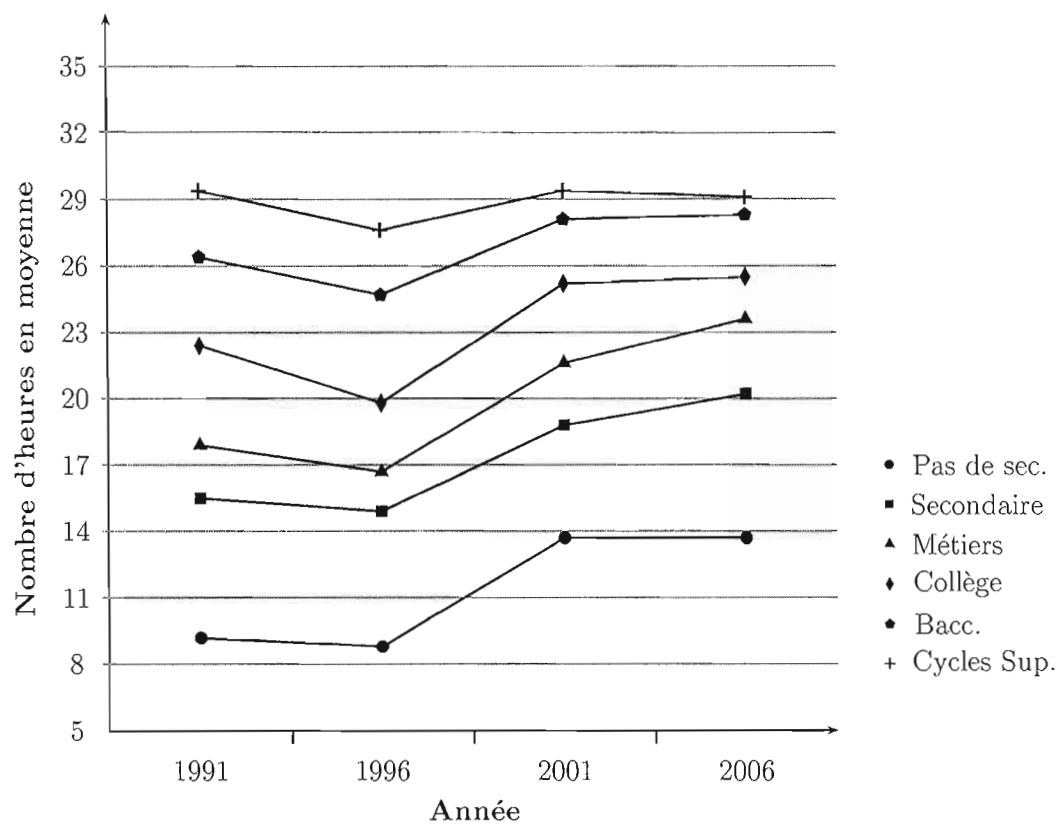


Figure C.15 Nombre d'heures travaillées en moyenne pendant la semaine de référence pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

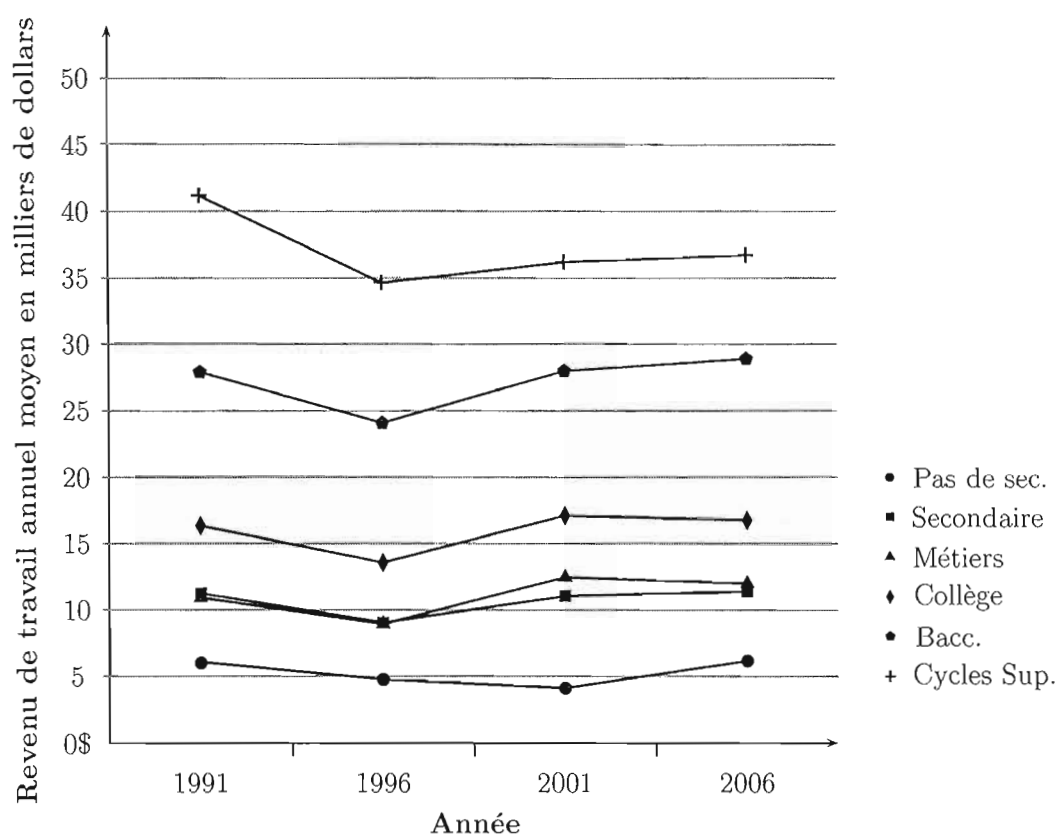


Figure C.16 Revenu de travail annuel moyen en dollars de 2002 pour les mères monoparentales ayant au moins un enfant âgé de 1 à 5 ans pour le RDC par niveau d'éducation

APPENDICE D

RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES MÈRES EN COUPLE

Tableau D.1 Résultats des régressions sur le taux de participation des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	0.0101**** (0.00)	0.0336**** (0.00)	-0.0201**** (0.00)	-0.0296**** (0.00)
Pas de Secondaire	-0.0139** (0.01)	0.0290*** (0.01)	-0.00777** (0.00)	-0.0216**** (0.00)
Secondaire	-0.0236**** (0.01)	0.00445 (0.01)	-0.0198**** (0.00)	-0.0218**** (0.00)
Métiers	0.0120* (0.01)	0.0508**** (0.01)	-0.00162 (0.01)	-0.000635 (0.00)
Collège	-0.0110*** (0.00)	0.00457 (0.00)	-0.00878** (0.00)	0.0104*** (0.00)
Baccalauréat	0.0138*** (0.00)	0.0162*** (0.00)	0.00627 (0.01)	0.0210**** (0.01)
Cycles supérieurs	0.0241*** (0.01)	0.00891 (0.01)	0.00639 (0.01)	0.0208*** (0.01)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
1 an	0.0573**** (0.00)	0.0197**** (0.00)	0.0229**** (0.00)	-0.0446**** (0.00)
Pas de Secondaire	0.0513**** (0.01)	0.00104 (0.01)	0.0345**** (0.00)	-0.0354**** (0.00)
Secondaire	0.0192*** (0.01)	-0.0199*** (0.01)	0.0226**** (0.00)	-0.0350**** (0.00)
Métiers	0.0469**** (0.01)	0.0228*** (0.01)	0.0410**** (0.01)	-0.0150*** (0.01)
Collège	0.0531**** (0.00)	0.0101** (0.00)	0.0343**** (0.00)	-0.00278 (0.00)
Baccalauréat	0.0450**** (0.01)	-0.0176*** (0.01)	0.0495**** (0.01)	0.00791 (0.01)
Cycles supérieurs	0.0412**** (0.01)	0.0322**** (0.01)	0.0507**** (0.01)	0.00864 (0.01)
2 ans	0.0403**** (0.00)	0.0712**** (0.00)	0.00922*** (0.00)	0.00896*** (0.00)
Pas de Secondaire	0.0133* (0.01)	0.0768**** (0.01)	0.0182**** (0.00)	0.0183**** (0.00)
Secondaire	0.0185*** (0.01)	0.0523**** (0.01)	0.00659* (0.00)	0.0187**** (0.00)
Métiers	0.0539**** (0.01)	0.0837**** (0.01)	0.0250**** (0.01)	0.0383**** (0.01)
Collège	0.0154*** (0.00)	0.0458**** (0.00)	0.0181**** (0.00)	0.0507**** (0.00)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Baccalauréat	0.0585**** (0.01)	0.0473**** (0.01)	0.0330**** (0.01)	0.0610**** (0.01)
Cycles supérieurs	0.0111 (0.01)	0.0116 (0.01)	0.0344**** (0.01)	0.0617**** (0.01)
3 ans	0.0362**** (0.00)	0.0701**** (0.00)	0.00246 (0.00)	0.00382 (0.00)
Pas de Secondaire	0.00279 (0.01)	0.0795**** (0.01)	0.0144*** (0.00)	0.0174*** (0.00)
Secondaire	0.0157** (0.01)	-0.00166 (0.01)	0.00274 (0.00)	0.0175**** (0.00)
Métiers	0.0127 (0.01)	0.0851**** (0.01)	0.0211*** (0.01)	0.0362**** (0.01)
Collège	0.0207**** (0.01)	0.0445**** (0.01)	0.0144*** (0.00)	0.0493**** (0.00)
Baccalauréat	0.0537**** (0.01)	0.0699**** (0.01)	0.0288**** (0.01)	0.0586**** (0.01)
Cycles supérieurs	0.0436**** (0.01)	0.0477**** (0.01)	0.0303*** (0.01)	0.0593**** (0.01)
4 ans	0.0437**** (0.00)	0.0583**** (0.00)	0.0140**** (0.00)	0.00297 (0.00)
Pas de Secondaire	0.0352**** (0.01)	0.00809 (0.01)	0.0244**** (0.00)	0.0153*** (0.00)
Secondaire	0.0213*** (0.01)	0.0218*** (0.01)	0.0129*** (0.00)	0.0160**** (0.00)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Métiers	0.0461**** (0.01)	0.0804**** (0.01)	0.0317**** (0.01)	0.0341**** (0.01)
Collège	0.0162*** (0.01)	0.0255**** (0.01)	0.0248**** (0.00)	0.0479**** (0.00)
Baccalauréat	0.0260*** (0.01)	0.0198*** (0.01)	0.0388**** (0.01)	0.0567**** (0.01)
Cycles supérieurs	0.0182* (0.01)	0.0368**** (0.01)	0.0407**** (0.01)	0.0576**** (0.01)
5 ans	0.0502**** (0.00)	0.0668**** (0.00)	0.0181**** (0.00)	0.00403 (0.00)
Pas de Secondaire	0.0402**** (0.01)	0.0317*** (0.01)	0.0290**** (0.00)	0.0172*** (0.00)
Secondaire	0.0169*** (0.01)	0.0352**** (0.01)	0.0174**** (0.00)	0.0178**** (0.00)
Métiers	0.0424**** (0.01)	0.0856**** (0.01)	0.0362**** (0.01)	0.0355**** (0.01)
Collège	0.0349**** (0.01)	0.0430**** (0.01)	0.0294**** (0.00)	0.0493**** (0.00)
Baccalauréat	0.0432**** (0.01)	0.0175** (0.01)	0.0436**** (0.01)	0.0583**** (0.01)
Cycles supérieurs	0.0580**** (0.01)	0.0829**** (0.01)	0.0459**** (0.01)	0.0596**** (0.01)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada

pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau D.2 Résultats des régressions sur le nombre de semaines travaillées des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	1.047**** (0.11)	0.689**** (0.10)	-0.624**** (0.13)	-3.150**** (0.13)
Pas de Secondaire	-0.882*** (0.29)	0.396 (0.32)	0.108 (0.19)	-2.197**** (0.21)
Secondaire	-0.994**** (0.25)	-0.637** (0.26)	-0.746**** (0.17)	-2.620**** (0.17)
Métiers	1.164*** (0.33)	0.411 (0.30)	0.398 (0.25)	-1.595**** (0.23)
Collège	0.227 (0.20)	-0.235 (0.20)	0.146 (0.19)	-1.287**** (0.18)
Baccalauréat	1.813**** (0.24)	-0.0561 (0.23)	-0.191 (0.28)	-1.030**** (0.26)
Cycles supérieurs	1.439*** (0.41)	-0.306 (0.36)	0.804** (0.39)	-0.212 (0.36)
1 an	3.743**** (0.12)	1.251**** (0.12)	1.892**** (0.13)	-2.838**** (0.13)
Pas de Secondaire	1.977****	0.156	2.569****	-1.841****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.31)	(0.36)	(0.20)	(0.22)
Secondaire	1.587****	-0.933***	1.728****	-2.217****
	(0.27)	(0.29)	(0.17)	(0.18)
Métiers	2.246****	0.496	2.892****	-1.326****
	(0.36)	(0.35)	(0.27)	(0.24)
Collège	3.518****	1.503****	2.654****	-0.904****
	(0.23)	(0.23)	(0.20)	(0.19)
Baccalauréat	4.550****	0.703**	2.283****	-0.703**
	(0.28)	(0.28)	(0.29)	(0.27)
Cycles supérieurs	3.545****	-1.402***	3.391****	0.196
	(0.46)	(0.43)	(0.40)	(0.38)
2 ans	2.220****	3.739****	0.659****	-0.446***
	(0.14)	(0.14)	(0.13)	(0.13)
Pas de Secondaire	0.356	3.675****	1.244****	0.573**
	(0.35)	(0.42)	(0.21)	(0.22)
Secondaire	0.902***	2.963****	0.391**	0.165
	(0.30)	(0.33)	(0.18)	(0.19)
Métiers	2.245****	5.010****	1.545****	1.165****
	(0.42)	(0.39)	(0.28)	(0.25)
Collège	1.110****	2.595****	1.309****	1.509****
	(0.26)	(0.25)	(0.20)	(0.19)
Baccalauréat	4.350****	2.797****	0.978***	1.777****
	(0.33)	(0.31)	(0.30)	(0.28)
Cycles supérieurs	-0.159	-0.698	2.007****	2.610****
	(0.52)	(0.47)	(0.42)	(0.39)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
3 ans	1.269**** (0.15)	3.519**** (0.15)	-0.101 (0.13)	-0.942**** (0.13)
Pas de Secondaire	-0.600 (0.38)	3.578**** (0.46)	0.648*** (0.21)	0.298 (0.22)
Secondaire	-0.239 (0.31)	-0.974*** (0.36)	-0.211 (0.18)	-0.127 (0.19)
Métiers	-0.452 (0.43)	5.017**** (0.42)	0.948*** (0.28)	0.805*** (0.25)
Collège	0.570** (0.27)	1.951**** (0.27)	0.715*** (0.20)	1.201**** (0.19)
Baccalauréat	2.549**** (0.36)	4.590**** (0.34)	0.349 (0.30)	1.404**** (0.28)
Cycles supérieurs	3.155**** (0.56)	2.135**** (0.51)	1.406*** (0.42)	2.246**** (0.39)
4 ans	1.749**** (0.15)	2.723**** (0.16)	0.380*** (0.13)	-0.827**** (0.13)
Pas de Secondaire	0.724* (0.38)	0.0125 (0.47)	1.051**** (0.21)	0.364 (0.23)
Secondaire	0.674** (0.32)	0.375 (0.37)	0.196 (0.18)	-0.0399 (0.19)
Métiers	1.254*** (0.45)	3.644**** (0.44)	1.373**** (0.28)	0.879*** (0.25)
Collège	0.127 (0.28)	0.920*** (0.29)	1.133**** (0.20)	1.298**** (0.19)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Baccalauréat	2.377**** (0.39)	1.723**** (0.38)	0.763** (0.30)	1.498**** (0.28)
Cycles supérieurs	-0.0561 (0.59)	1.563*** (0.55)	1.837**** (0.42)	2.350**** (0.39)
5 ans	2.423**** (0.16)	2.998**** (0.16)	0.690**** (0.13)	-0.575**** (0.13)
Pas de Secondaire	1.145*** (0.39)	2.132**** (0.49)	1.403**** (0.21)	0.673*** (0.23)
Secondaire	1.114*** (0.32)	0.0257 (0.38)	0.541*** (0.18)	0.269 (0.19)
Métiers	2.131**** (0.47)	3.595**** (0.46)	1.719**** (0.28)	1.164**** (0.25)
Collège	1.495**** (0.29)	2.128**** (0.30)	1.482**** (0.20)	1.592**** (0.19)
Baccalauréat	2.331**** (0.43)	1.117*** (0.41)	1.123*** (0.30)	1.789**** (0.29)
Cycles supérieurs	1.540** (0.60)	2.064*** (0.57)	2.215**** (0.42)	2.658**** (0.39)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau D.3 Résultats des régressions sur le nombre d'heures travaillées pendant la semaine de référence des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	3.728**** (0.09)	-1.948**** (0.09)	2.519**** (0.12)	-5.062**** (0.12)
Pas de Secondaire	0.608*** (0.23)	-2.113**** (0.26)	2.788**** (0.17)	-4.148**** (0.18)
Secondaire	2.000**** (0.20)	-1.942**** (0.20)	2.592**** (0.15)	-4.268**** (0.15)
Métiers	3.373**** (0.28)	-1.242**** (0.26)	2.586**** (0.22)	-4.460**** (0.20)
Collège	4.946**** (0.18)	-2.368**** (0.17)	2.712**** (0.17)	-4.240**** (0.16)
Baccalauréat	4.304**** (0.21)	-2.514**** (0.20)	1.556**** (0.24)	-5.212**** (0.22)
Cycles supérieurs	4.348**** (0.40)	-2.370**** (0.36)	2.272**** (0.33)	-3.664**** (0.30)
1 an	1.309**** (0.10)	2.025**** (0.10)	0.171 (0.12)	-0.816**** (0.12)
Pas de Secondaire	0.273 (0.27)	0.854*** (0.31)	0.628*** (0.18)	0.211 (0.19)
Secondaire	-0.148	0.565**	0.400**	0.0324

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.23)	(0.25)	(0.16)	(0.16)
Métiers	0.808***	2.408****	0.396*	0.0822
	(0.31)	(0.29)	(0.24)	(0.22)
Collège	1.319****	2.284****	0.508***	0.130
	(0.20)	(0.20)	(0.18)	(0.17)
Baccalauréat	1.553****	1.126****	-0.587**	-0.715***
	(0.25)	(0.24)	(0.27)	(0.25)
Cycles supérieurs	2.439****	1.886****	-0.0328	0.702**
	(0.43)	(0.39)	(0.37)	(0.34)
2 ans	1.246****	2.294****	0.803****	-1.066****
	(0.12)	(0.12)	(0.13)	(0.12)
Pas de Secondaire	-0.0695	1.301***	1.129****	-0.0543
	(0.29)	(0.35)	(0.18)	(0.20)
Secondaire	0.299	1.655****	0.915****	-0.211
	(0.25)	(0.28)	(0.16)	(0.17)
Métiers	1.461****	3.218****	0.924***	-0.241
	(0.36)	(0.33)	(0.24)	(0.22)
Collège	-0.00760	1.711****	1.035****	-0.129
	(0.23)	(0.22)	(0.18)	(0.17)
Baccalauréat	3.596****	2.397****	-0.0721	-1.017****
	(0.29)	(0.28)	(0.27)	(0.25)
Cycles supérieurs	0.0199	-1.614***	0.537	0.431
	(0.51)	(0.46)	(0.37)	(0.34)
3 ans	0.942****	2.395****	0.339***	-1.171****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.13)	(0.13)	(0.12)	(0.12)
Pas de Secondaire	-0.828***	1.808****	0.791****	0.00192
	(0.32)	(0.39)	(0.18)	(0.20)
Secondaire	-0.414	-0.497*	0.572***	-0.171
	(0.26)	(0.30)	(0.16)	(0.17)
Métiers	-0.139	2.680****	0.581**	-0.208
	(0.38)	(0.36)	(0.24)	(0.22)
Collège	1.221****	2.241****	0.691***	-0.0902
	(0.24)	(0.25)	(0.18)	(0.17)
Baccalauréat	1.949****	2.619****	-0.433	-1.008****
	(0.32)	(0.31)	(0.27)	(0.25)
Cycles supérieurs	1.885***	1.889***	0.163	0.424
	(0.55)	(0.50)	(0.37)	(0.34)
4 ans	1.377****	2.204****	0.482****	-0.693****
	(0.13)	(0.14)	(0.12)	(0.13)
Pas de Secondaire	0.774**	0.157	0.895****	0.457**
	(0.32)	(0.40)	(0.18)	(0.20)
Secondaire	0.581**	1.527****	0.670****	0.289*
	(0.27)	(0.32)	(0.16)	(0.17)
Métiers	1.272***	2.338****	0.687***	0.267
	(0.40)	(0.38)	(0.24)	(0.22)
Collège	0.288	1.344****	0.793****	0.378**
	(0.25)	(0.26)	(0.18)	(0.17)
Baccalauréat	1.203***	0.823**	-0.320	-0.518**
	(0.36)	(0.35)	(0.27)	(0.25)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Cycles supérieurs	1.738*** (0.60)	2.042*** (0.56)	0.279 (0.37)	0.919*** (0.35)
5 ans	1.771**** (0.14)	2.295**** (0.15)	0.897**** (0.12)	-0.374*** (0.12)
Pas de Secondaire	1.367**** (0.33)	-0.0207 (0.41)	1.332**** (0.18)	0.788**** (0.20)
Secondaire	0.655** (0.27)	0.0902 (0.32)	1.104**** (0.16)	0.626*** (0.17)
Métiers	2.326**** (0.42)	2.911**** (0.42)	1.126**** (0.24)	0.569** (0.22)
Collège	0.886*** (0.27)	1.226**** (0.28)	1.232**** (0.18)	0.706**** (0.17)
Baccalauréat	2.356**** (0.39)	2.668**** (0.38)	0.123 (0.27)	-0.209 (0.25)
Cycles supérieurs	0.875 (0.61)	4.037**** (0.58)	0.736** (0.37)	1.236*** (0.35)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau D.4 Résultats des régressions sur le revenu annuel de travail des mères québécoises en couple selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	-364.4*** (111.12)	-884.9**** (107.97)	-1.858 (156.24)	-2801.4**** (152.54)
Pas de Secondaire	-22.51 (169.16)	-609.8*** (188.14)	-362.2** (179.35)	-364.3* (192.95)
Secondaire	-583.7*** (173.72)	-945.8**** (181.35)	33.55 (176.74)	-1426.5**** (181.33)
Métiers	259.7 (214.77)	-892.3**** (200.50)	-313.4 (262.25)	1133.3**** (238.74)
Collège	-1049.7**** (214.10)	-1574.2**** (208.43)	77.43 (216.49)	-1259.5**** (203.78)
Baccalauréat	-588.6* (325.38)	-2308.9**** (305.20)	-1034.6*** (376.73)	-3035.1**** (350.73)
Cycles supérieurs	-1940.6** (873.02)	-573.6 (786.48)	-1232.3** (479.15)	-7234.3**** (444.54)
1 an	2435.5**** (108.72)	-2356.6**** (108.19)	2722.8**** (154.04)	-4502.5**** (153.02)
Pas de Secondaire	940.5**** (165.15)	-1741.8**** (189.48)	2389.5**** (168.58)	-1941.2**** (182.75)
Secondaire	1343.8**** (169.74)	-2282.3**** (184.21)	2806.9**** (168.43)	-2950.7**** (174.52)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Métiers	1580.8**** (222.81)	-2587.2**** (212.23)	2476.8**** (245.31)	-563.0** (224.50)
Collège	3129.9**** (175.93)	-2488.3**** (173.25)	2861.0**** (206.74)	-2833.0**** (196.24)
Baccalauréat	2833.8**** (364.33)	-3307.9**** (351.06)	1683.2**** (362.75)	-4701.5**** (339.09)
Cycles supérieurs	279.8 (851.66)	-5807.6**** (787.88)	1611.0*** (456.32)	-8800.3**** (424.27)
2 ans	883.9**** (139.90)	1239.4**** (139.73)	1136.0**** (160.97)	-1160.8**** (159.56)
Pas de Secondaire	200.0 (192.96)	540.0** (232.32)	641.8*** (191.06)	1561.7**** (206.69)
Secondaire	-0.0261 (253.80)	184.7 (280.12)	1034.9**** (186.40)	521.3*** (192.76)
Métiers	46.24 (318.79)	450.7 (301.15)	706.8** (280.51)	3001.9**** (256.71)
Collège	180.0 (241.42)	775.8*** (238.08)	1101.6**** (227.77)	681.9*** (216.09)
Baccalauréat	3265.5**** (445.61)	838.4** (420.60)	-8.941 (393.97)	-1100.3*** (368.22)
Cycles supérieurs	-2948.2*** (1138.66)	-1740.4* (1034.31)	-127.6 (505.62)	-5243.2**** (470.08)
3 ans	-267.8 (193.42)	821.8**** (198.14)	151.6 (169.15)	-1778.4**** (169.47)

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>				
	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Pas de Secondaire	-477.5** (230.12)	-98.85 (279.80)	-135.9 (221.88)	1350.3**** (241.32)
Secondaire	-1487.8**** (246.84)	-1711.4**** (283.86)	245.5 (210.60)	308.0 (219.22)
Métiers	-1421.3**** (312.46)	-495.0 (303.91)	-61.75 (330.43)	2695.0**** (303.30)
Collège	-1624.3**** (263.20)	-456.8* (266.16)	318.0 (257.00)	438.3* (245.04)
Baccalauréat	1166.5** (545.02)	2255.5**** (523.28)	-826.1* (439.56)	-1443.1*** (411.80)
Cycles supérieurs	917.4 (2417.64)	-1130.0 (2225.65)	-877.0 (578.75)	-5539.1**** (538.74)
4 ans	314.6* (160.79)	792.8**** (168.55)	736.1**** (159.31)	-1662.2**** (162.32)
Pas de Secondaire	-49.36 (223.90)	-1183.3**** (277.56)	462.3** (194.27)	1416.1**** (213.01)
Secondaire	-268.5 (252.30)	-819.4*** (296.37)	845.7**** (188.14)	380.1* (197.80)
Métiers	-1139.0*** (381.12)	-698.1* (371.63)	548.3* (287.07)	2772.5**** (264.78)
Collège	-525.0* (281.31)	-673.9** (292.16)	927.0**** (230.40)	521.7** (221.42)
Baccalauréat	-1159.4* (611.45)	-1343.3** (594.62)	-217.2 (398.99)	-1344.8*** (375.23)
Cycles supérieurs	1487.6	2445.8*	-263.5	-5439.7****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(1395.89)	(1313.48)	(515.51)	(480.83)
5 ans	477.6***	667.3***	859.8****	-1417.7****
	(172.41)	(182.50)	(158.17)	(162.55)
Pas de Secondaire	377.5	-944.7***	604.8***	1735.0****
	(232.20)	(287.70)	(195.41)	(215.20)
Secondaire	-571.6**	-2068.0****	979.2****	702.6***
	(252.40)	(302.89)	(188.58)	(199.31)
Métiers	1002.6***	-31.64	685.4**	3056.3****
	(375.73)	(373.19)	(289.39)	(267.52)
Collège	-988.5***	-1366.9****	1063.2****	828.2***
	(320.12)	(330.30)	(231.14)	(222.96)
Baccalauréat	421.5	-286.5	-76.40	-1041.7***
	(775.61)	(749.88)	(400.05)	(376.89)
Cycles supérieurs	-100.0	5623.1****	-98.79	-5120.4****
	(1379.57)	(1320.47)	(518.37)	(483.96)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

APPENDICE E

RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES MÈRES MONOPARENTALES

Tableau E.1 Résultats des régressions sur le taux de participation des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	0.000149 (0.01)	-0.0171* (0.01)	-0.0378**** (0.01)	-0.0697**** (0.01)
Pas de Secondaire	-0.0195 (0.01)	-0.0687**** (0.02)	-0.0485**** (0.01)	-0.0903**** (0.01)
Secondaire	-0.0291* (0.02)	-0.0452** (0.02)	-0.0449**** (0.01)	-0.0558**** (0.01)
Métiers	0.0774*** (0.03)	0.0758*** (0.02)	-0.0372*** (0.01)	-0.0273** (0.01)
Collège	-0.0278 (0.02)	-0.0590*** (0.02)	-0.00672 (0.01)	-0.0207** (0.01)
Baccalauréat	0.0139 (0.03)	0.0408 (0.03)	-0.00641 (0.01)	-0.0188 (0.01)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Cycles supérieurs	-0.0402 (0.04)	-0.106** (0.05)	-0.00101 (0.02)	-0.0135 (0.02)
1 an	0.0266*** (0.01)	0.0278*** (0.01)	-0.00489 (0.01)	-0.0320**** (0.01)
Pas de Secondaire	0.00777 (0.01)	0.0346** (0.01)	-0.0192* (0.01)	-0.0523**** (0.01)
Secondaire	0.0305* (0.02)	0.0222 (0.02)	-0.0163* (0.01)	-0.0167* (0.01)
Métiers	-0.0298 (0.02)	0.0438* (0.02)	-0.00864 (0.01)	0.0102 (0.01)
Collège	0.0310 (0.02)	-0.0383** (0.02)	0.0231*** (0.01)	0.0182** (0.01)
Baccalauréat	0.0404 (0.03)	-0.117**** (0.03)	0.0220* (0.01)	0.0191 (0.01)
Cycles supérieurs	-0.101** (0.05)	-0.0800* (0.04)	0.0291* (0.02)	0.0258 (0.02)
2 ans	0.0226*** (0.01)	0.0494**** (0.01)	-0.0179*** (0.01)	-0.0108* (0.01)
Pas de Secondaire	-0.00836 (0.01)	0.00141 (0.01)	-0.0294*** (0.01)	-0.0310*** (0.01)
Secondaire	0.0226 (0.02)	-0.0148 (0.02)	-0.0262*** (0.01)	0.00468 (0.01)
Métiers	0.0417* (0.02)	0.0741*** (0.02)	-0.0191* (0.01)	0.0337*** (0.01)

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>				
	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Collège	-0.0148 (0.02)	0.0487*** (0.02)	0.0126 (0.01)	0.0409**** (0.01)
Baccalauréat	0.0378 (0.03)	0.0317 (0.02)	0.0114 (0.01)	0.0431*** (0.01)
Cycles supérieurs	-0.0548 (0.04)	0.0619 (0.04)	0.0177 (0.02)	0.0484*** (0.02)
3 ans	0.00704 (0.01)	0.0275*** (0.01)	-0.0204*** (0.01)	-0.0279**** (0.01)
Pas de Secondaire	0.0135 (0.01)	0.0233 (0.01)	-0.0321*** (0.01)	-0.0499**** (0.01)
Secondaire	-0.0269* (0.01)	0.0219 (0.02)	-0.0295*** (0.01)	-0.0159* (0.01)
Métiers	0.00755 (0.02)	0.0485*** (0.02)	-0.0216* (0.01)	0.0145 (0.01)
Collège	-0.0629**** (0.01)	-0.0355** (0.01)	0.0100 (0.01)	0.0211*** (0.01)
Baccalauréat	0.0146 (0.02)	-0.0345 (0.02)	0.00951 (0.01)	0.0234* (0.01)
Cycles supérieurs	0.0728** (0.03)	-0.0804** (0.03)	0.0150 (0.02)	0.0276* (0.02)
4 ans	-0.00162 (0.01)	0.0527**** (0.01)	-0.0311**** (0.01)	-0.00149 (0.01)
Pas de Secondaire	-0.0386*** (0.01)	-0.00439 (0.02)	-0.0460**** (0.01)	-0.0249*** (0.01)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Secondaire	-0.0249*	0.0405***	-0.0425****	0.00929
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Métiers	0.0218	0.0847****	-0.0345***	0.0385***
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)
Collège	0.00835	0.0411***	-0.00314	0.0451****
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Baccalauréat	-0.0586***	-0.0144	-0.00344	0.0466****
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)
Cycles supérieurs	-0.0136	-0.00330	0.00242	0.0515***
	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.02)
5 ans	0.00525	0.0392****	-0.0197***	-0.00808
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Pas de Secondaire	-0.0188	-0.0108	-0.0281***	-0.0275***
	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.01)
Secondaire	0.00443	0.00769	-0.0250***	0.00732
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Métiers	-0.0162	0.0642***	-0.0161	0.0368***
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)
Collège	-0.0268**	-0.00196	0.0152*	0.0431****
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Baccalauréat	0.00670	0.0199	0.0148	0.0448***
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)
Cycles supérieurs	-0.133****	-0.0287	0.0203	0.0503***
	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.02)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau E.2 Résultats des régressions sur le nombre de semaines travaillées annuellement des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	-1.358**** (0.35)	-1.933**** (0.36)	-2.410**** (0.36)	-4.475**** (0.37)
Pas de Secondaire	-1.191** (0.50)	-3.275**** (0.58)	-2.560**** (0.48)	-5.252**** (0.50)
Secondaire	-3.308**** (0.72)	-2.263*** (0.75)	-3.408**** (0.43)	-4.362**** (0.44)
Métiers	0.832 (1.12)	-0.0283 (1.06)	-2.926**** (0.53)	-3.018**** (0.51)
Collège	-1.355 (0.95)	-1.897* (0.97)	-0.385 (0.42)	-1.562*** (0.42)
Baccalauréat	2.872* (1.55)	0.315 (1.48)	-1.565*** (0.58)	-2.366**** (0.56)
Cycles supérieurs	-9.842**** (2.19)	-4.927** (2.41)	0.287 (0.74)	-0.797 (0.70)
1 an	0.248	0.243	-1.197***	-2.599****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.33)	(0.35)	(0.33)	(0.35)
Pas de Secondaire	-2.213****	0.661	-1.502***	-3.362****
	(0.47)	(0.56)	(0.45)	(0.48)
Secondaire	0.139	-1.519**	-2.412****	-2.450****
	(0.66)	(0.72)	(0.41)	(0.42)
Métiers	0.509	-0.775	-1.886***	-1.144**
	(1.05)	(1.00)	(0.52)	(0.49)
Collège	1.007	-0.682	0.650	0.347
	(0.89)	(0.90)	(0.40)	(0.40)
Baccalauréat	6.754****	0.750	-0.570	-0.490
	(1.51)	(1.49)	(0.57)	(0.55)
Cycles supérieurs	-1.995	-2.988	1.346*	1.106
	(2.44)	(2.20)	(0.74)	(0.70)
2 ans	0.329	0.955***	-1.389****	-1.792****
	(0.34)	(0.34)	(0.32)	(0.32)
Pas de Secondaire	-0.566	-0.684	-1.466***	-2.414****
	(0.52)	(0.59)	(0.45)	(0.47)
Secondaire	-0.931	-2.400***	-2.362****	-1.542***
	(0.71)	(0.74)	(0.41)	(0.42)
Métiers	2.419**	3.055***	-1.841***	-0.0766
	(1.07)	(0.97)	(0.54)	(0.50)
Collège	-1.558*	1.546*	0.670	1.322***
	(0.81)	(0.80)	(0.41)	(0.40)
Baccalauréat	2.350*	-1.718	-0.520	0.589
	(1.34)	(1.26)	(0.60)	(0.58)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Cycles supérieurs	0.194 (2.25)	1.024 (2.05)	1.346* (0.80)	2.142*** (0.74)
3 ans	-0.861*** (0.32)	1.517**** (0.34)	-1.641**** (0.30)	-1.178*** (0.31)
Pas de Secondaire	-0.888 (0.56)	1.435** (0.65)	-1.796**** (0.44)	-1.949**** (0.46)
Secondaire	-1.905*** (0.68)	2.520*** (0.74)	-2.717**** (0.40)	-1.143*** (0.41)
Métiers	-1.723* (0.93)	2.032** (0.88)	-2.166**** (0.54)	0.373 (0.50)
Collège	-4.210**** (0.70)	-1.387* (0.73)	0.336 (0.40)	1.735**** (0.40)
Baccalauréat	0.412 (1.20)	-2.861** (1.12)	-0.832 (0.60)	1.004* (0.58)
Cycles supérieurs	3.878** (1.73)	-5.116*** (1.84)	1.029 (0.80)	2.525*** (0.75)
4 ans	-0.524 (0.32)	2.198**** (0.33)	-1.175**** (0.29)	0.0183 (0.30)
Pas de Secondaire	-2.609**** (0.59)	-1.167* (0.68)	-1.531*** (0.43)	-0.743 (0.45)
Secondaire	-1.959*** (0.69)	2.836**** (0.70)	-2.402**** (0.39)	0.0557 (0.40)
Métiers	2.526*** (0.92)	1.991** (0.86)	-1.843*** (0.53)	1.499*** (0.49)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Collège	-0.963 (0.68)	1.579** (0.69)	0.642 (0.40)	2.858**** (0.39)
Baccalauréat	-2.725*** (0.99)	0.0295 (1.01)	-0.492 (0.60)	2.071*** (0.57)
Cycles supérieurs	2.584* (1.52)	2.228 (1.48)	1.396* (0.80)	3.606**** (0.75)
5 ans	-1.253**** (0.32)	0.213 (0.33)	-1.619**** (0.29)	-1.874**** (0.29)
Pas de Secondaire	-2.063*** (0.63)	-2.668*** (0.71)	-1.545*** (0.43)	-2.459**** (0.45)
Secondaire	-0.690 (0.67)	-0.797 (0.72)	-2.449**** (0.39)	-1.614**** (0.40)
Métiers	-4.345**** (0.90)	-0.832 (0.84)	-1.851*** (0.53)	-0.142 (0.49)
Collège	-3.452**** (0.62)	-2.338*** (0.66)	0.627 (0.39)	1.211*** (0.39)
Baccalauréat	-0.684 (1.06)	2.428** (1.04)	-0.514 (0.60)	0.467 (0.57)
Cycles supérieurs	-5.135*** (1.56)	-2.191 (1.49)	1.358* (0.80)	2.010*** (0.74)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau E.3 Résultats des régressions sur le nombre d'heures travaillées pendant la semaine de référence des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	0.647** (0.28)	-2.148**** (0.29)	0.409 (0.34)	-3.235**** (0.35)
Pas de Secondaire	-0.494 (0.36)	-2.195**** (0.42)	-0.186 (0.40)	-2.929**** (0.42)
Secondaire	0.958* (0.56)	-1.507** (0.59)	-0.468 (0.37)	-3.034**** (0.39)
Métiers	1.454 (0.88)	-0.161 (0.85)	0.475 (0.46)	-1.218*** (0.44)
Collège	2.219*** (0.83)	-2.756*** (0.85)	1.676**** (0.38)	-1.925**** (0.39)
Baccalauréat	-2.299 (1.52)	-5.598*** (1.45)	0.347 (0.49)	-3.405**** (0.48)
Cycles supérieurs	2.824 (2.62)	-3.113 (2.86)	3.197**** (0.62)	-2.617**** (0.59)
1 an	-2.602**** (0.28)	0.350 (0.30)	-2.503**** (0.31)	-0.793** (0.32)
Pas de Secondaire	-2.882**** (0.41)	0.802* (0.48)	-3.166**** (0.39)	-0.341 (0.41)
Secondaire	-4.961****	-2.169***	-3.494****	-0.514

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>				
	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.57)	(0.62)	(0.37)	(0.39)
Métiers	-2.695***	1.571*	-2.443****	1.466***
	(0.91)	(0.86)	(0.48)	(0.45)
Collège	-0.610	0.369	-1.324***	0.632*
	(0.80)	(0.80)	(0.38)	(0.38)
Baccalauréat	2.761**	2.803**	-2.537****	-0.702
	(1.37)	(1.33)	(0.53)	(0.51)
Cycles supérieurs	-5.372**	-7.982***	0.209	0.0135
	(2.40)	(2.16)	(0.68)	(0.64)
2 ans	-0.568**	-1.054***	-0.980***	-2.091****
	(0.28)	(0.29)	(0.30)	(0.30)
Pas de Secondaire	-1.626****	-1.146**	-1.534****	-1.607****
	(0.41)	(0.47)	(0.39)	(0.40)
Secondaire	-1.706***	-2.715****	-1.854****	-1.799****
	(0.59)	(0.62)	(0.37)	(0.37)
Métiers	1.726*	0.154	-0.802*	0.251
	(0.90)	(0.82)	(0.48)	(0.44)
Collège	-0.152	-1.428*	0.300	-0.625*
	(0.74)	(0.74)	(0.38)	(0.37)
Baccalauréat	-0.576	-3.486***	-0.929*	-1.931***
	(1.21)	(1.14)	(0.54)	(0.51)
Cycles supérieurs	1.790	-0.595	1.787**	-1.222*
	(2.25)	(2.06)	(0.70)	(0.65)
3 ans	-1.044***	0.943***	-1.222****	-0.699**

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.28)	(0.29)	(0.28)	(0.29)
Pas de Secondaire	-0.976**	-0.368	-1.768****	-0.285
	(0.46)	(0.53)	(0.38)	(0.40)
Secondaire	-1.545***	0.194	-2.125****	-0.531
	(0.56)	(0.62)	(0.36)	(0.37)
Métiers	-2.431***	0.579	-1.038**	1.550***
	(0.82)	(0.77)	(0.48)	(0.44)
Collège	-2.241***	2.441***	0.0494	0.652*
	(0.66)	(0.69)	(0.37)	(0.37)
Baccalauréat	-0.447	-1.052	-1.163**	-0.662
	(1.13)	(1.06)	(0.54)	(0.52)
Cycles supérieurs	0.185	-4.811***	1.531**	0.0141
	(1.78)	(1.85)	(0.71)	(0.66)
4 ans	-1.751****	0.110	-1.668****	-0.305
	(0.28)	(0.29)	(0.28)	(0.28)
Pas de Secondaire	-2.447****	-2.156****	-2.307****	0.0579
	(0.48)	(0.55)	(0.37)	(0.39)
Secondaire	-3.443****	-1.341**	-2.616****	-0.178
	(0.59)	(0.60)	(0.35)	(0.36)
Métiers	-0.600	3.831****	-1.538***	1.863****
	(0.82)	(0.77)	(0.47)	(0.44)
Collège	-2.335***	-1.125*	-0.465	0.956****
	(0.64)	(0.64)	(0.37)	(0.36)
Baccalauréat	-0.844	-1.239	-1.627***	-0.365
	(0.96)	(0.97)	(0.54)	(0.51)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Cycles supérieurs	3.387** (1.58)	4.966*** (1.54)	1.091 (0.71)	0.291 (0.66)
5 ans	-0.786*** (0.28)	-0.272 (0.29)	-0.612** (0.27)	-1.256**** (0.28)
Pas de Secondaire	-2.870**** (0.52)	-4.321**** (0.59)	-0.989*** (0.37)	-0.740* (0.39)
Secondaire	0.592 (0.58)	0.181 (0.63)	-1.332*** (0.35)	-0.946*** (0.36)
Métiers	-1.366* (0.80)	0.0628 (0.75)	-0.214 (0.47)	1.102** (0.44)
Collège	-2.432**** (0.60)	-1.026 (0.64)	0.849** (0.36)	0.190 (0.36)
Baccalauréat	0.321 (1.06)	0.713 (1.04)	-0.322 (0.54)	-1.123** (0.51)
Cycles supérieurs	-1.806 (1.58)	-0.522 (1.52)	2.371*** (0.71)	-0.425 (0.66)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau E.4 Résultats des régressions sur le revenu annuel de travail des mères québécoises monoparentales selon l'âge du plus jeune enfant et par niveau de scolarité

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
0 an	-654.3*** (227.65)	-1500.1**** (241.30)	-25.12 (395.98)	-1967.6**** (416.86)
Pas de Secondaire	-93.59 (238.72)	-1130.1**** (278.45)	-1008.4*** (312.49)	-1553.1**** (332.87)
Secondaire	-1000.5** (391.85)	-784.9* (412.00)	-641.2* (380.35)	-2033.0**** (399.22)
Métiers	1811.4*** (655.94)	-1183.4* (629.66)	171.9 (415.49)	789.2** (396.21)
Collège	-2464.1*** (677.74)	-1036.1 (698.75)	2249.3**** (451.06)	535.7 (458.23)
Baccalauréat	-5222.6*** (1891.05)	-5736.5*** (1823.56)	-530.6 (683.51)	-769.3 (667.60)
Cycles supérieurs	-7886.6* (4332.80)	-28702.7**** (4731.11)	-252.7 (785.28)	-5407.8**** (747.94)
1 an	1114.4*** (418.79)	-1376.8*** (440.74)	1432.5*** (393.52)	-2110.4**** (407.75)
Pas de Secondaire	441.8** (213.80)	-381.4 (250.15)	316.1 (425.50)	-1219.0*** (449.20)
Secondaire	-335.7	-3143.8**	613.7	-1694.6****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(1388.69)	(1511.88)	(461.40)	(478.78)
Métiers	733.8	-2975.9****	1481.9**	1118.6**
	(490.86)	(467.91)	(599.18)	(561.95)
Collège	1869.8***	-1236.9**	3503.8****	853.4
	(587.07)	(584.69)	(519.63)	(520.02)
Baccalauréat	5667.4***	-3072.7*	605.3	-486.1
	(1666.24)	(1612.52)	(833.25)	(805.15)
Cycles supérieurs	-3127.9	864.8	956.2	-5113.8****
	(4894.61)	(4421.76)	(1042.47)	(985.30)
2 ans	347.6	103.7	625.7*	-718.8**
	(232.15)	(238.17)	(346.05)	(351.21)
Pas de Secondaire	-335.5	-86.02	-565.0*	-101.4
	(245.81)	(280.23)	(304.28)	(317.47)
Secondaire	-75.21	-2635.7****	-224.0	-623.1*
	(393.40)	(416.13)	(353.86)	(362.22)
Métiers	914.4	425.4	624.8	2278.1****
	(626.88)	(571.80)	(415.99)	(384.60)
Collège	-2216.3***	-196.4	2698.4****	1946.5****
	(638.18)	(636.16)	(415.29)	(409.22)
Baccalauréat	1766.0	657.4	-194.3	638.0
	(1750.26)	(1648.42)	(640.73)	(613.31)
Cycles supérieurs	5778.2	-762.9	129.8	-3986.6****
	(4037.29)	(3701.62)	(761.95)	(715.71)
3 ans	-705.4***	-705.4***	105.5	-534.5

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(246.06)	(246.06)	(327.40)	(338.62)
Pas de Secondaire	-525.2*	-462.5	-1141.7***	-78.36
	(282.01)	(324.44)	(311.16)	(328.97)
Secondaire	-830.0**	905.0**	-854.2**	-652.3*
	(412.48)	(453.96)	(352.77)	(365.72)
Métiers	-1207.7**	-1548.6***	36.97	2272.4****
	(604.15)	(567.62)	(433.94)	(402.60)
Collège	-1468.9**	-653.9	2051.7****	1894.2****
	(581.49)	(608.19)	(410.96)	(408.77)
Baccalauréat	-4939.4***	2455.9	-860.4	497.3
	(1762.11)	(1657.99)	(647.13)	(621.73)
Cycles supérieurs	-4001.5	-18503.8****	-508.5	-4121.9****
	(3736.74)	(3878.49)	(786.33)	(740.02)
4 ans	-743.1***	1094.6****	34.68	500.4
	(260.21)	(267.49)	(320.53)	(328.20)
Pas de Secondaire	-1167.9***	-404.3	-900.8***	1127.2***
	(318.53)	(364.63)	(318.11)	(334.63)
Secondaire	-1475.5***	-360.7	-562.7	611.6*
	(449.83)	(461.51)	(355.38)	(366.15)
Métiers	523.6	560.2	300.4	3455.1****
	(582.78)	(550.89)	(446.51)	(411.57)
Collège	-1632.8***	-221.8	2353.5****	3143.8****
	(590.99)	(594.10)	(411.63)	(406.49)
Baccalauréat	-4043.0***	-786.0	-522.3	1710.0***
	(1511.39)	(1538.94)	(652.36)	(624.15)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
Cycles supérieurs	7907.9** (3848.02)	13731.5*** (3782.32)	-136.4 (801.07)	-2889.2*** (751.84)
5 ans	-419.4 (274.72)	279.1 (285.16)	257.5 (312.12)	-461.2 (320.14)
Pas de Secondaire	-1255.8*** (329.65)	-2200.1**** (371.37)	-566.0* (319.22)	234.9 (336.42)
Secondaire	1229.1*** (466.76)	877.7* (505.16)	-290.9 (353.22)	-265.9 (364.38)
Métiers	-1896.3*** (639.49)	-1184.3** (600.07)	625.9 (451.06)	2582.5**** (415.04)
Collège	-2746.3**** (583.14)	-1570.2** (618.24)	2608.8**** (408.05)	2271.2**** (402.82)
Baccalauréat	-4598.9*** (1704.60)	-1647.4 (1673.76)	-269.6 (650.96)	886.6 (622.42)
Cycles supérieurs	-728.9 (3729.23)	1791.9 (3583.28)	98.04 (805.71)	-3718.0**** (755.76)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

APPENDICE F

RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DES PÈRES EN COUPLE

Tableau F.1 Résultats des régressions pour les pères québécois en couple selon l'âge du plus jeune enfant

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
<i>Taux de participation</i>				
0 an	0.00461**** (0.00)	0.00447**** (0.00)	0.00251* (0.00)	-0.00352*** (0.00)
1 an	0.00473**** (0.00)	0.00707**** (0.00)	0.00352** (0.00)	0.000254 (0.00)
2 ans	-0.00197 (0.00)	-0.00174 (0.00)	-0.00176 (0.00)	- 0.00857**** (0.00)
3 ans	0.00310** (0.00)	0.00743**** (0.00)	0.00319** (0.00)	0.00432*** (0.00)
4 ans	-0.00106 (0.00)	0.00374** (0.00)	-0.00235* (0.00)	-0.00345** (0.00)
5 ans	0.00162 (0.00)	0.00631**** (0.00)	-0.00350** (0.00)	-0.00493*** (0.00)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
<i>Nombre de semaines</i>				
0 an	0.544**** (0.07)	0.343**** (0.07)	0.0902 (0.09)	-0.300*** (0.08)
1 an	0.247*** (0.07)	0.283**** (0.07)	-0.126 (0.09)	-0.300*** (0.09)
2 ans	0.352**** (0.08)	0.472**** (0.08)	-0.127 (0.09)	-0.173** (0.09)
3 ans	0.534**** (0.09)	0.835**** (0.09)	0.0659 (0.09)	0.272*** (0.09)
4 ans	0.270*** (0.09)	0.799**** (0.09)	-0.165* (0.09)	0.0358 (0.09)
5 ans	0.272*** (0.09)	0.311*** (0.10)	-0.169** (0.08)	-0.313*** (0.09)
<i>Nombre d'heures (semaine de référence)</i>				
0 an	-0.655**** (0.11)	-1.748**** (0.11)	-0.427*** (0.13)	-2.340**** (0.13)
1 an	-0.972**** (0.11)	-0.442**** (0.11)	-0.695**** (0.13)	-1.118**** (0.13)
2 ans	-1.106**** (0.12)	-0.938**** (0.12)	-0.635**** (0.13)	-1.689**** (0.13)
3 ans	-0.832**** (0.13)	-0.0441 (0.13)	-0.526**** (0.13)	-0.778**** (0.13)
4 ans	-0.964****	0.259*	-0.851****	-0.900****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	DD		DDD	
	2001	2006	2001	2006
	(0.13)	(0.14)	(0.13)	(0.13)
5 ans	-0.999****	-0.150	-0.686****	-0.984****
	(0.14)	(0.15)	(0.13)	(0.13)
<i>Revenu de travail</i>				
0 an	-2739.8****	-3070.4****	1877.4****	-686.3
	(257.47)	(251.09)	(433.00)	(423.82)
1 an	-3058.9****	-4058.8****	1474.1***	-1867.3****
	(278.38)	(277.99)	(434.98)	(433.17)
2 ans	-2904.0****	-2187.9****	1458.8***	-464.5
	(307.74)	(308.76)	(445.70)	(443.09)
3 ans	-1656.6****	-3045.2****	2839.3****	-310.1
	(422.94)	(434.98)	(455.66)	(457.84)
4 ans	-2951.3****	-1556.9****	2073.2****	133.2
	(339.08)	(356.38)	(448.44)	(458.27)
5 ans	-3314.6****	-4833.8****	976.1**	-2217.4****
	(421.40)	(448.12)	(459.67)	(473.73)

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

APPENDICE G

EXEMPLES DE RÉSULTATS DE RÉGRESSIONS DE STATA

Tableau G.1 Résultats des régressions de la DD pour le taux de participation, le nombre de semaines travaillées, le nombre d'heures travaillées et le revenu de travail des mères en couple dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an

	travail	nb_semaine	heure	sal_comb
qc	-0.0567**** (0.00)	-2.687**** (0.06)	-1.049**** (0.05)	-2394.9**** (62.83)
apres	0.00403**** (0.00)	-0.0518 (0.04)	-3.270**** (0.04)	943.2**** (46.67)
apres_2001	0.0101**** (0.00)	1.047**** (0.11)	3.728**** (0.09)	-364.4**** (111.12)
apres_2006	0.0336**** (0.00)	0.689**** (0.10)	-1.948**** (0.09)	-884.9**** (107.97)
age	0.0429**** (0.00)	2.467**** (0.03)	0.0516** (0.02)	3020.2**** (28.43)

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	travail	nb_semaine	heure	sal_comb
age_2	-0.00059**** (0.00)	-0.0321**** (0.00)	0.00334**** (0.00)	-35.33**** (0.44)
immigrant	-0.128**** (0.00)	-5.672**** (0.05)	-0.625**** (0.04)	-5960.8**** (48.47)
incapacite	-0.106**** (0.00)	-5.598**** (0.10)	-1.800**** (0.09)	-4549.4**** (104.91)
nb_1_5	-0.132**** (0.00)	-5.724**** (0.03)	-1.524**** (0.02)	-4222.4**** (30.42)
nb_6_11	-0.0804**** (0.00)	-3.710**** (0.04)	-0.515**** (0.03)	-3691.5**** (39.23)
nb_12_17	-0.0376**** (0.00)	-1.370**** (0.07)	0.325**** (0.06)	-2537.9**** (71.64)
pas_sec	-0.216**** (0.00)	-10.37**** (0.09)	-2.811**** (0.08)	-22153.3**** (95.80)
sec	-0.104**** (0.00)	-5.282**** (0.09)	-1.865**** (0.07)	-19482.1**** (89.20)
metier	-0.0661****	-3.799****	-0.762****	-19936.2****

suite à la page suivante

suite de la page précédente

	travail	nb_semaine	heure	sal_comb
	(0.00)	(0.10)	(0.08)	(103.22)
college	-0.0191****	-1.298****	-0.894****	-15215.4****
	(0.00)	(0.08)	(0.07)	(86.93)
bacc	-0.0110****	-0.924****	-1.758****	-8177.0****
	(0.00)	(0.09)	(0.07)	(90.25)
cons	0.247****	-4.608****	9.323****	-19495.5****
	(0.01)	(0.46)	(0.39)	(470.11)
<i>N</i>	1016365	992052	1016365	1009500

L'écart-type est entre parenthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Tableau G.2 Résultats des régressions de la DDD pour le taux de participation, le nombre de semaines travaillées, le nombre d'heures travaillées et le revenu de travail des mères en couple dont le plus jeune enfant est âgé de moins d'un an

	travail	nb_semaine	heure	sal_comb
qc	-0.0998**** (0.00)	-5.158**** (0.04)	-4.331**** (0.04)	-3907.0**** (51.40)
apres	0.0257**** (0.00)	2.157**** (0.03)	2.859**** (0.03)	3863.9**** (37.10)
apres_2001	0.0332**** (0.00)	1.809**** (0.07)	1.191**** (0.07)	-218.8** (86.07)
apres_2006	0.0689**** (0.00)	4.069**** (0.07)	2.945**** (0.06)	1824.0**** (85.05)
nb_0a	-0.103**** (0.00)	-8.354**** (0.05)	-15.88**** (0.05)	-1158.9**** (60.99)
nb_0a_qc	0.0481**** (0.00)	2.620**** (0.07)	3.017**** (0.07)	1679.0**** (89.37)
nb_0a_apres	-0.0189**** (0.00)	-2.145**** (0.05)	-6.184**** (0.05)	-3435.9**** (65.12)

suite à la page suivante

<i>suite de la page précédente</i>				
	travail	nb_semaine	heure	sal_comb
apres_0a_qc_2001	-0.0201**** (0.00)	-0.624**** (0.13)	2.519**** (0.12)	-1.858 (156.24)
apres_0a_qc_2006	-0.0296**** (0.00)	-3.150**** (0.13)	-5.062**** (0.12)	-2801.4**** (152.54)
age	0.0226**** (0.00)	1.542**** (0.01)	0.813**** (0.01)	1556.4**** (14.54)
age_2	- 0.000324**** (0.00)	-0.0199**** (0.00)	-0.0112**** (0.00)	-16.14**** (0.18)
immigrant	-0.0781**** (0.00)	-3.702**** (0.03)	-0.869**** (0.02)	-4631.6**** (31.08)
incapacite	-0.169**** (0.00)	-9.134**** (0.04)	-7.974**** (0.04)	-7247.7**** (50.55)
nb_0_17	-0.00427**** (0.00)	-0.000470 (0.01)	0.383**** (0.01)	-448.2**** (6.67)
pas_sec	-0.229**** (0.00)	-12.14**** (0.05)	-8.164**** (0.05)	-30132.8**** (63.52)
sec	-0.114****	-5.852****	-4.845****	-24723.7****
<i>suite à la page suivante</i>				

<i>suite de la page précédente</i>				
	travail	nb_semaine	heure	sal_comb
	(0.00)	(0.05)	(0.05)	(61.54)
metier	-0.0806****	-4.587****	-3.734****	-25128.7****
	(0.00)	(0.06)	(0.05)	(70.94)
college	-0.0380****	-2.078****	-2.825****	-18496.4****
	(0.00)	(0.05)	(0.05)	(61.78)
bacc	-0.0250****	-1.503****	-2.863****	-9668.9****
	(0.00)	(0.05)	(0.05)	(66.87)
cons	0.623****	16.59****	17.24****	9519.0****
	(0.00)	(0.26)	(0.24)	(311.55)
<i>N</i>	3296733	3229490	3296733	3268175

L'écart-type est entre paranthèse.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.0001$

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des recensements canadiens de Statistique Canada pour les années 1991, 1996, 2001 et 2006.

Les autres tableaux de résultats peuvent être fournis sur demande.

BIBLIOGRAPHIE

- Andr  n, T. 2003. « The choice of paid childcare, welfare, and labor supply of single mothers », *Labour Economics*, vol. 10, p. 133–147.
- Bainbridge, J., M. K. Meyers, et J. Waldfogel. 2003. « Child care policy reform and the employment of single mothers », *Social Science Quarterly*, vol. 84, no. 4, p. 771–791.
- Baker, M., J. Gruber, et K. Milligan. 2008. « Universal child care, maternal labor supply, and family well-being » », *Journal of Political Economy*, vol. 116, no. 4, p. 709–745.
- Berger, M. C. et D. A. Black. 1992. « Child care subsidies, quality of care, and the labor supply of low-income, single mothers », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 74, no. 4, p. 634–642.
- Blau, D. et E. Tekin. 2007. « The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers in the USA », *Journal of Population Economics*, vol. 20, p. 719–741.
- Blau, D. M. et P. K. Robins. 1998. « Child-care costs and family labor supply », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, no. 3, p. 374–381.
- Cleveland, C., M. Gunderson, et D. Hyatt. 1996. « Child care costs and the employment decision of women : Canadian evidence », *The Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'Economie*, vol. 29, no. 1, p. 132–151.
- Crawford, A. 2006. « The impact of child care subsidies on single mothers' work effort », *Review of Policy Research*, vol. 23, no. 3, p. 699–771.
- Fortin, B. et G. Lacroix. 1997. « A test of the unitary and collective models of household labour supply », *The Economic Journal*, vol. 107, no. 443, p. 933–955.
- Gelbach, J. B. 2002. « Public schooling for young children and maternal labor supply », *American Economic Review*, vol. 92, no. 1, p. 307–321.
- Gustafsson, S. et F. Stafford. 1992. « Child care subsidies and labor supply in sweden », *The Journal of Human Resources*, vol. 27, no. 1, p. 204–230.
- Han, W. et J. Waldfogel. 2001. « Child care costs and women's employment : A comparison of single and married mothers with pre-school-aged children », *Social Science Quarterly*, vol. 82, no. 3, p. 552–558.

- Heckman, J. 1974. « Effects of child-care programs on women's work effort », *Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 1, p. 153-161.
- Kimmel, J. 1992. « Child care and the employment behavior of single and married mothers ». Upjohn Institute for Employment Research Working Paper 93-14.
- . 1995. « The effectiveness of child-care subsidies in encouraging the welfare-to-work transition of low-income single mothers », *The American Economic Review*, vol. 85, no. 2, p. 271-275.
- Lefebvre, P. et P. Merrigan. A statistical portrait of child care across Canada : Snapshots from the micro-data of four surveys (SLID, NLSCY, GSS, SHS). 2010.
- . 2005a. « Low-fee (5\$/day/child) regulated childcare policy and the labour supply of mothers with young children : A natural experiment from Canada ». Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi (CIRPÉE), Cahier de recherche 05-08.
- . 2005b. « The Québec's experiment of 5\$ per day per child childcare policy and mother's labor supply : Evidence based on the five cycles of the NLSCY ». Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi (CIRPÉE).
- . 2007a. « Childcare policy and the labor supply of mothers with young children : A natural experiment from Canada ». Montréal (Qué.) : Université du Québec à Montréal, version révisée de 2005a.
- . 2007b. « Dynamic labour supply effects of childcare subsidies : Evidence from a Canadian natural experiment ». Montréal (Qué.) : Université du Québec à Montréal, version révisée de 2005a.
- . 2008. « Child-care policy and the labor supply of mothers with young children : A natural experiment from Canada », *Journal of Labor Economics*, vol. 26, no. 3.
- Lefebvre, P., P. Merrigan, et M. Verstraete. 2009. « Dynamic labour supply effects of childcare subsidies : Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care », *Labour Economics*, vol. 16, no. 5, p. 490-502.
- Lundin, D., E. Mork, et B. Ockert. 2007. « Do reduced child care prices make parents work more? ». Working Paper 2007-2, Institute for Labour Market Policy Evaluation, Sweden.
- Michalopoulos, C. et P. K. Robins. 2002. « Employment and child-care choices of single-parent families in Canada and the United States », *Journal of Population Economics*, vol. 15, p. 465-493.
- Pierre, C. et A. Zylberberg. 2004. *Labor Economics*. Bruxelles : MIT Press, De Boeck université édition.

- Powell, L. M. 2002. « Joint labor supply and chilcare choice decisions of married mothers », *The Journal of Human Resources*, vol. 37, no. 1, p. 106–128.
- Schone, P. 2004. « Labour supply effects of a cash-for-care subsidy », *Journal of Population Economics*, vol. 17, p. 703–727.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 2003. *Introduction to econometrics*. Pearson Education, Inc., Addison Wesley édition.